

UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS

MAGNO DOS SANTOS NETO

**ADOÇÃO DAS IFRS E A RELEVÂNCIA DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL
UTILIZANDO REGRESSÃO QUANTÍLICA**

VITÓRIA

2017

MAGNO DOS SANTOS NETO

**ADOÇÃO DAS IFRS E A RELEVÂNCIA DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL
UTILIZANDO REGRESSÃO QUANTÍLICA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal do Espírito Santo, na área de concentração em Contabilidade e Controladoria , como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciência Contábeis.

Orientador: Prof. Dr. Cláudio Márcio Pereira da Cunha

VITÓRIA

2017

Dados Internacionais de Catalogação-na-publicação (CIP)
(Biblioteca Central da Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil)

S237a Santos Neto, Magno dos, 1987-
Adoção das IFRS e a relevância da informação contábil
utilizando regressão quantílica / Magno dos Santos Neto. –
2017.
57 f. : il.

Orientador: Cláudio Márcio Pereira da Cunha.
Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) –
Universidade Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências
Jurídicas e Econômicas.

1. International financial reporting standards. 2.
Contabilidade - Normas. 3. Divulgação de informações
contábeis. 4. Análise de regressão. I. Cunha, Cláudio Márcio
Pereira da. II. Universidade Federal do Espírito Santo. Centro de
Ciências Jurídicas e Econômicas. III. Título.

CDU: 657


MAGNO DOS SANTOS NETO

**“ADOÇÃO DAS IFRS E A RELEVÂNCIA DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL
UTILIZANDO REGRESSÃO QUANTÍLICA”**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal do Espírito Santo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Vitória, 12 de setembro de 2017.

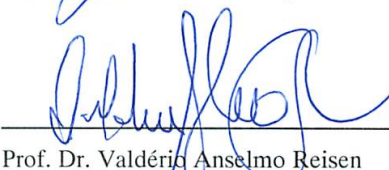
COMISSÃO EXAMINADORA



Prof. Dr. Cláudio Márcio Pereira da Cunha
Universidade Federal do Espírito Santo



Prof. Dr. Alfredo Sarlo Neto
Universidade Federal do Espírito Santo



Prof. Dr. Valdério Anselmo Reisen
Universidade Federal do Espírito Santo

AGRADECIMENTOS

À Deus por me dar saúde e disposição para trilhar esta caminhada.

À minha família, que sempre me apoiou: minha mãe por ser um exemplo de mulher guerreira que com muito esforço criou seus filhos; Mônica, pela companhia e compreensão, me ajudou muito nessa caminhada imensamente; minha pequena Maria Luiza (Malu) pelo amor e carinho que me proporcionou, e mesmo pequena entendeu os meus momentos de ausência.

Aos amigos que fiz durante o mestrado: Leandro, Sabrina, Felipe, João José, Verônica, Luis, André, Ivia, Sofia, Layziane, Guilherme, Gilmar e Rodrigo com quem foram compartilhados bons momentos durante o mestrado.

Ao meu orientar Cláudio Cunha que acreditou no meu trabalho e na minha capacidade.

Ao professor Alfredo Sarlo pelo apoio e coorientação desta pesquisa.

Ao professor Luiz Cláudio Louzada por todas as contribuições, disposição em ajudar e incentivos.

Aos meus amigos de trabalho Renata Souza e Pedro Simmer.

Por fim, agradeço a todos que me ajudaram esta caminhada e para realização deste trabalho.

O próprio Senhor irá à sua frente e estará com você; ele nunca o deixará, nunca o abandonará. Não tenho medo! Não desanime!

Deuteronômio 31:8

RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar como a convergência às normas internacionais (IFRS), no Brasil, afeta a relevância das informações contábeis, avaliada por meio do modelo de Collins, Maydew e Weiss (1997). Foram construídas duas amostras, com e sem tratamento de valores discrepantes e exclusão de patrimônio líquido negativo, não probabilísticas listadas na Bolsa de Valores do São Paulo. As amostras foram formadas por dados anuais no período de 2005 a 2014. Os métodos adotados foram MQO, normalmente utilizado na estimação dos parâmetros dos modelos lineares de *value relevance*, e regressão quantílica, considerando as distribuições das variáveis analisadas, a presença de valores discrepantes e o tamanho da amostra. Os resultados das regressões quantílicas indicam que: (i) a adoção das IFRS no Brasil impactou a capacidade associativa do lucro contábil em relação ao preço das ações; (ii) a adoção das IFRS no Brasil impactou a capacidade associativa do patrimônio líquido em relação ao preço das ações; (iii) e é possível afirmar que a relevância da adoção das IFRS varia de acordo com o percentil dos preços das ações das empresas. Tais achados sugerem que os tratamentos para valores discrepantes e a exclusão de patrimônio líquido não eliminam totalmente os efeitos de valores discrepantes combinado com a falta de normalidade das variáveis influenciam as estimativas de modelos lineares. A regressão quantílica mostrou-se mais eficiente e com menor probabilidade de erros de estimação do que os métodos de estimação tradicionais (MQO e MV).

Palavras-chave: Relevância da Informação. IFRS. Regressão Quantílica.

ABSTRACT

The objective of this research is to analyze how convergence to international standards (IFRS) in Brazil affects the relevance of the accounting information, evaluated through the model of Collins, Maydew and Weiss (1997). Two samples were constructed, with and without treatment of discrepant values and exclusion of negative, non-probabilistic equity listed on the São Paulo Stock Exchange. The samples were formed by annual data from 2005 to 2014. The methods adopted were MQO, usually used in the estimation of the parameters of the linear value relevance models, and quantile regression, considering the distributions of the variables analyzed, the presence of discrepant values and the sample size. The results of the quantile regressions indicate that: (i) the adoption of IFRS in Brazil impacted the associative capacity of accounting profit in relation to the share price; (ii) the adoption of IFRS in Brazil impacted the associative capacity of shareholders' equity in relation to the share price; (iii) and it is possible to affirm that the relevance of the adoption of IFRS varies according to the percentile of company stock prices. Such findings suggest that treatments for discrepant values and the exclusion of net worth do not totally eliminate the effects of discrepant values combined with the lack of normality of the variables influence the estimates of linear models. The quantile regression was more efficient and less likely to estimate errors than the traditional estimation methods (OLS and MV).

Key-words: Relevance of Information. IFRS. Quantile Regression.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Resumo da estrutura da pesquisa	16
Figura 2 – Linha do tempo do processo de convergências às normais internacionais	18
Figura 3 – Gráficos Boxplot variáveis sem tratamento	35
Figura 4 – Gráficos boxplot variáveis sem tratamento (continuação)	36
Figura 5 – Gráficos boxplot variáveis sem tratamento	37
Figura 6 – Gráficos Boxplot variáveis com tratamento	42
Figura 7 – Gráficos Boxplot variáveis com tratamento	43
Figura 8 – QQPlot variáveis após tratamento	44

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Efeitos nos balanços decorrentes da transição para o IFRS na Europa .	21
Tabela 2 – Estudos sobre relevância e o IFRS	22
Tabela 3 – Estatística descritiva da amostra sem tratamento	34
Tabela 4 – Teste de normalidade de <i>Shapiro-Wilk</i> para amostra sem tratamento .	36
Tabela 5 – Estimções do modelo de preço - Modelo 1	38
Tabela 6 – Estimções do modelo de retorno - Modelo 2	39
Tabela 7 – Estimções Modelo 3	40
Tabela 8 – Estatística descritiva amostra após tratamento	41
Tabela 9 – Teste de <i>Shapiro-Wilk</i> para amostra tratada	43
Tabela 10 – Estimção Modelo 1	45
Tabela 11 – Estimção Modelo 2	46
Tabela 12 – Estimção modelo 3	46
Tabela 13 – Síntese dos resultados das hipóteses	47

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BOVESPA	Bolsa de Valores de São Paulo
CFC	Conselho Federal de Contabilidade
CPC	Comitê de Pronunciamentos Contábeis
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
EUA	Estados Unidos da América
IASB	<i>International Accounting Standards Board</i>
IFRS	<i>International Financial Reporting Standards</i>
IQR	Intervalo Inter-quartil
LPA	Lucro por Ação
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MV	Máxima Verossimilhança
OLS	<i>Ordinary Least Squares</i>
PLA	Patrimônio Líquido por Ação
RQ	Regressão Quantílica
SUSEP	Superintendência de Seguros Privados

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	REVISÃO DE LITERATURA	17
2.1	PROCESSO DE CONVERGÊNCIA ÀS NORMAS INTERNACIONAIS	17
2.2	RELEVÂNCIA DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL	18
2.3	IMPACTO DA ADOÇÃO DAS IFRS NA RELEVÂNCIA DA INFOR- MAÇÃO CONTÁBIL	20
2.4	HIPÓTESES	23
3	METODOLOGIA	24
3.1	SELEÇÃO DA AMOSTRA	24
3.2	DETECÇÃO DE <i>OUTLIERS</i>	25
3.3	REGRESSÃO QUANTÍLICA	26
3.4	COMPARAÇÃO ENTRE REGRESSÃO LINEAR E REGRESSÃO QUANTÍLICA	29
3.5	MODELO DE COLLINS, MAYDEW E WEISS	30
4	RESULTADOS	34
4.1	RESULTADOS PARA AMOSTRA SEM TRATAMENTO	34
4.1.1	Estatística descritiva para amostra original	34
4.1.2	Estimativas dos modelos de relevância das informações contábeis	38
4.1.2.1	Estimação Modelo 1 - Modelo de preço	38
4.1.2.2	Estimação Modelo 2 - Modelo de retorno	39
4.1.2.3	Estimação Modelo 3 - Relevância da adoção das IFRS	40
4.2	RESULTADOS PARA AMOSTRA APÓS TRATAMENTOS	41
4.2.1	Estatística descritiva para amostra após tratamento	41
4.2.2	Estimativas dos modelo de relevância da informações contábeis	45
4.3	SÍNTESE DOS RESULTADOS DA PESQUISA	47
5	CONCLUSÕES	48
6	REFERÊNCIAS	50

1 INTRODUÇÃO

A partir de 2008, as normas contábeis brasileiras passaram por um processo de convergência para os padrões internacionais, em particular, as *International Financial Reporting Standards* (IFRS). Para Iatridis (2010), a adoção das IFRS soluciona os problemas de distorções das informações reportadas pelas empresas e a comparabilidade dos resultados de países diferentes. Assim, reduz-se os custos de transação e o aumento de investimento internacional. O efeito dessa adoção das IFRS sobre a relevância das informações contábeis divulgadas pelas empresas brasileiras tem sido alvo de diversos estudos nos últimos anos, devido à importância da avaliação dos usuários da informação contábil e da regulação pelos órgãos competentes (SANTOS; CAVALCANTE, 2014), (RAMOS; LUSTOSA, 2013), (SANTOS, 2012), (NETO; DIAS; PINHEIRO, 2009), (GATSIOS et al., 2016), (SANTOS; STAROSKY FILHO; KLANN, 2014).

A principal característica das pesquisas internacionais e nacionais para verificar os efeitos da adoção das IFRS é a divergência de resultados. As pesquisas brasileiras, como as apresentadas por Lima (2010), Costa (2012), Macedo et al. (2013), Oliveira e Lemes (2011), Santos et al. (2011) e Rodrigues (2012) apresentam divergência de resultados em relação à relevância das informações contábeis. Macedo e Marques (2012) e de Santos e Cavalcante (2014) não observaram que a adoção das IFRS aumentou a relevância das informações contábeis. Em sentido oposto, os trabalhos de Barros; Espejo; Freitas (2013), Gonçalves; Rodrigues; Macedo (2014) e Gonçalves et al. (2014) encontraram resultados que apontam a existência da relação entre a IFRS e a relevância da informação contábil.

Os estudos sobre *value relevance* das informações contábeis começam com o modelo de Ohlson (1995). As diferentes definições de *value relevance* da informação contábil encontradas na literatura da pesquisa em contabilidade são convergentes. Para Song, Thomas e Yi (2010), quando a informação contábil apresenta uma associação significativa com os preços das ações, é considerada *value relevant*. Em Francis e Schipper (1999), o conceito de *value relevance* pode ser interpretado como a capacidade de capturar e verificar informações que impactam no preço das ações. Em Barth, Beaver e Landsman (2001), uma informação contábil é considerada relevante se for significativamente associada ao valor de mercado das empresas. Em outras palavras, para ser relevante uma informação contábil precisa impactar os preços das ações.

O presente trabalho se insere na literatura que investiga o seguinte problema de pesquisa: **a adoção das normas internacionais impacta a relevância das informações contábeis?** Espera-se que a adoção das normas internacionais reflita melhor as informações relacionadas aos fluxos de caixa futuro, o que já é realizado na determinação dos preços

de mercado, aumentando sua relevância para os preços. Por outro lado, como a avaliação de fluxos de caixa futuros está sujeita a expectativas subjetivas, as modificações trazidas pela IRFS poderiam facilitar o gerenciamento de resultados, reduzindo a qualidade da informação e, conseqüentemente, o seu valor para a precificação de ativos (*value relevance*).

Nos estudos sobre relevância da informação contábil, segundo Brown, Lo e Lys (1999), normalmente é aplicada a técnica estatística de análise de regressão linear. Nesses trabalhos, os parâmetros do modelo são estimados pelos métodos de mínimos quadrados ordinários ou de máxima verossimilhança. Nessa técnica, utiliza-se como variável dependente, o preço das ações e, como variáveis independentes, as informações contábeis, sendo mais comum o uso de variáveis relacionadas ao lucro e ao patrimônio líquido. Exemplos de trabalhos que utilizaram a regressão linear com o objetivo de verificar o impacto da divulgação de informações contábeis no preço de ações de empresas são listados a seguir: Sarlo Neto *et al.* (2005), Rezende (2005), Collins, Maydew e Weiss (1997), Costa e Lopes (2007), Moraes e Curto (2008) e Bastos *et al.* (2009), Zhou, Birt e Rankin (2011), Niskanen, Kinnunen e Kasanen (2000), Paananen e Lin (2008).

As estimações baseadas nos métodos de mínimos quadrados ordinários (MQO) e de máxima verossimilhança (MV) são sensíveis à presença de valores discrepantes (HERITIER, 2009). A presença de valores discrepantes pode gerar estimativas instáveis de parâmetros com erros padrões inflacionados, e comprometer ou impossibilitar inferências baseadas nos p-valores ou nos intervalos de confiança. Por isso, com frequência são efetuados ajustes na base de dados visando o tratamento de observações discrepantes (normalmente denominadas de *outliers*). Um exemplo é a aplicação de winsorização, tratamento que consiste em aparar os valores extremos, acima ou abaixo dos percentis mínimos e máximos definidos, substituindo-se pelos valores menores e maiores remanescentes na distribuição das variáveis na amostra.

As informações contábeis das empresas brasileiras listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) têm como principais características a presença de distribuição assimétrica e o nível de curtose elevado. Essas duas características possibilitam o aumento da probabilidade de surgimento de observações distantes dois ou mais desvios-padrões em relação à média. Na literatura contábil, existem diversos trabalhos onde as variáveis de interesse apresentaram valores discrepantes, assimetria e elevado nível de curtose. Grillo *et al.* (2016), Marques, Costa e Silva (2016), Holtz e Almeida (2013) e Black e Nakao (2017), são alguns exemplos de trabalhos onde as amostras são tratadas para a presença de *outliers*, winsorização e assimetria. Outro fator importante é a quantidade de empresas listadas na Bovespa. De acordo com Saito, Tulio e Padilha (2015), a bolsa brasileira tem um quantitativo pequeno de empresas, se comparada com mercados de outros países. O pequeno tamanho da amostra torna ainda mais crítico o tratamento da base de dados

pela exclusão de valores discrepantes, em particular, para variáveis com distribuições de elevada assimetria e curtose.

Porém, a decisão simplista de excluir as observações discrepantes pode limitar a capacidade de generalização das estimativas dos modelos. Além disso, a exclusão arbitrária de observações pode levar a uma diminuição do poder estatístico das estimativas, por reduzir ainda mais o tamanho da amostra. E gera o questionamento quanto aos limites para o tratamento da amostra, uma vez que o pesquisador poderia tratar a amostra até que as estimativas obtidas suportassem sua teoria. Outra forma de tratamento frequentemente utilizada é a exclusão de valores negativos de variáveis de interesse, como, a exclusão de valores de patrimônio líquido negativo ((BASTOS et al., 2009), (DECKER et al., 2013), (SANT'ANNA et al., 2015) e (CRUZ BATISTA et al., 2017)).

Koenker e Basset (1978), em seu artigo seminal, desenvolveram uma nova classe de estimadores baseada na minimização dos valores absolutos dos erros da regressão, denominada de regressão quantílica. Os autores afirmam que o método de mínimos quadrados é válido para amostras com distribuição normal e que não apresentem dados discrepantes, uma vez que, a média é uma medida estatística sensível a referidos dados. A regressão quantílica é uma técnica mais robusta à presença de *outliers*, de curtose e de assimetria da distribuição de probabilidade das variáveis utilizadas nos estudos. Uma vantagem da estimação pelo método de regressão quantílica é a possibilidade de identificar as variações inter e intra quantis, o que não é comportado pelo método regressão por mínimos quadrados ordinários, pois, é baseado na média da distribuição condicional (distribuição da variável dependente dado um conjunto de variáveis explicativas).

Assim, o objetivo deste trabalho é avaliar se a adoção das IFRS entre 2007 e 2010 impactou a relevância da informação contábil para as empresas negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA). Em particular, para atingir o objetivo é utilizado o método estatístico de regressão quantílica, de modo a contornar as restrições à eficácia da regressão baseado em mínimos quadrados impostas pelas características da população de empresas listadas na Bovespa.

Como objetivos específicos temos:

- Avaliar se a adoção da IFRS impactou na relevância do lucro líquido e patrimônio líquido;
- Avaliar se a mudança de método de estimação (MQO *versus* quantílica) afeta os resultados e;

- Avaliar se os ajustes de base de dados afetam os resultados das regressões MQO e quantílica.

Este trabalho pretende inserir a metodologia de regressão quantílica para os estudos de relevância da informação contábil, a qual se mostra, em teoria, uma alternativa à estimação via MQO ou à máxima verossimilhança.

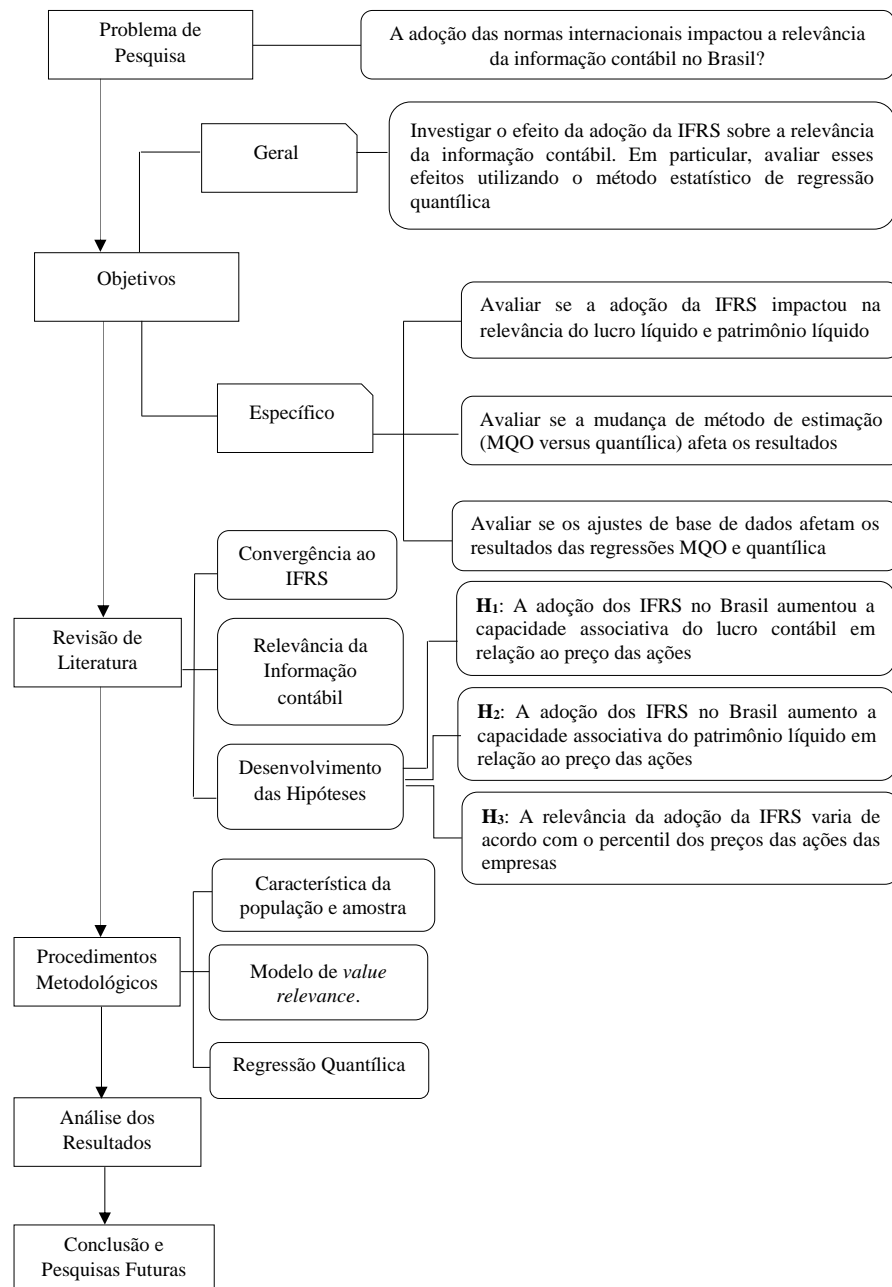
Outra contribuição deste trabalho é a análise da relevância da adoção da IFRS sobre as informações contábeis por quantil dos preços das ações. Burgstahler e Dichev (1997) prevêem que o preço da ação de uma empresa é função convexa do valor patrimonial e dos lucros esperados para essa empresa. O modelo de Burgstahler e Dichev (1997) prediz, entre outras coisas, que quando a relação preço/valor patrimonial é baixa (alta), o valor da ação dependerá mais acentuadamente do valor patrimonial (lucro). Essa análise foca na saúde financeira das empresas listadas na Bovespa, pois, segundo Burgstahler e Dichev (1997), o patrimônio líquido é mais relevante para o preço da ação, quando o valor de mercado é baixo, ao passo que o lucro contábil é menor para valores de mercado elevados. Barth, Beaver e Landsman (1998) apresentam resultados empíricos consistentes com o trabalho de Burgstahler e Dichev (1997), associando a mudança da relevância entre o patrimônio líquido e o lucro líquido com a saúde financeira das empresas.

Ademais, espera-se, com a utilização da regressão quantílica, obter resultados ainda não observados em pesquisas sobre o efeito da adoção do IFRS em relação à relevância das informações contábeis no Brasil, possivelmente devido às metodologias empregadas, trazendo contribuições metodológicas.

O processo de convergência das normas brasileiras às normas internacionais de contabilidade traz diversas alterações nas práticas contábeis. Esperam-se que essas alterações resultem em melhoria da qualidade da informação contábil, justifica-se a realização de pesquisas para evidenciar empiricamente o efeito da adoção dessas normas na qualidade da informação contábil.

Esta pesquisa está estruturada em cinco seções: a introdução, a revisão de literatura, a abordagem metodológica para elaboração deste estudo, a apresentação e análise dos resultados obtidos neste estudo e, por fim, as conclusões da pesquisa, limitações e sugestões de pesquisas futuras. Na Figura 1, apresenta-se a estrutura da pesquisa.

Figura 1 – Resumo da estrutura da pesquisa



Fonte: Elaborado pelo autor.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 PROCESSO DE CONVERGÊNCIA ÀS NORMAS INTERNACIONAIS

O crescimento e integração dos mercados de capitais e do comércio mundial tem contribuído para a necessidade de maior comparabilidade e transparência das informações contábeis. Neste cenário, o processo de convergência contábil mundial às normas do *International Accounting Standards Board* (IASB) tem se desenvolvido de modo significativo nos últimos anos. As IFRS foram os padrões escolhidos por vários países europeus e por outros países não europeus para unificar os padrões contábeis existentes. Para Ball (2006), a adoção das IFRS teve como finalidade a melhoria da qualidade informacional dos números contábeis.

Nos trabalhos de Barth, Landsman e Lang (2008), Ashbaugh e Pincus (2001), Landsman, Maydew e Thornock (2012) e Lima (2010) apontam as IFRS possuem uma qualidade superior quando comparadas com as normas contábeis internas dos países.

Para Ball (2006), se comparados os padrões internos dos países (com forte influência legal, política e tributária) com os IFRS, este segundo, refletem melhor a substância econômica dos eventos; são mais tempestivos; geram lucros mais informativos; fornecem balanços patrimoniais mais úteis; e reduzem a manipulação de informações contábeis.

Ainda em Ball (2006) é difícil conceber que somente a implementação de um conjunto de normas contábeis levaria a divulgação de informações de forma mais consistente e uniforme pelas empresas de um determinado país. Carvalho (2008) corrobora com autor anterior, e afirma que a convergência é possível quando os fatores determinantes como a tributação, a cultura, o ambiente econômico, o treinamento dos profissionais de contabilidade, o ambiente político e social, sistema jurídico (*commom law* ou *code law*), o mercado de capitais e o controle, encontram-se harmonicamente orientados na busca da linguagem global.

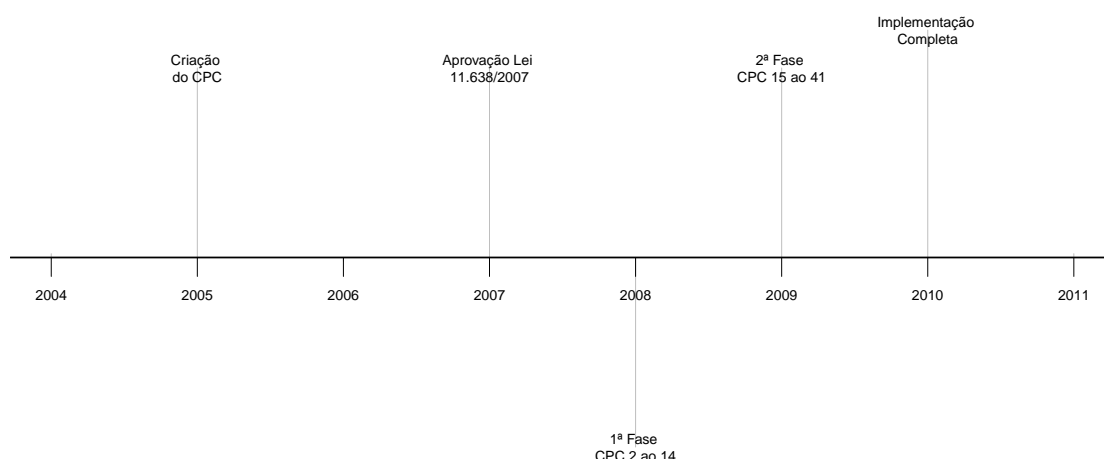
Para Ball, Li e Shivakumar (2015) a adoção das IFRS aumentam a flexibilidade na elaboração dos relatórios contábeis, o que pode criar oportunidade para alterações arbitrárias nos valores do balanço patrimonial e da demonstração de resultados, assim, tais informações tornam-se menos confiáveis. He, Wong e Young (2012) apontam que empresas chinesas aumentaram o gerenciamento de resultados, em particular aplicando contabilização pelo valor justo, a fim de evitar a divulgação de resultado negativo, uma vez que, as empresas são proibidas de negociar no mercado aberto se apresentarem prejuízo por três anos consecutivos, conforme legislação local.

O processo de convergência às normas internacionais no Brasil iniciou-se em 2005 com a

criação do Conselho Federal de Contabilidade (CFC) e do Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC), tendo essa a responsabilidade de emitir normas contábeis com base nas normas internacionais (IFRS). O processo de adoção das IFRS no Brasil é dividido em duas partes. Na primeira, é caracterizada pela aprovação da Lei 11.638/2007 (lei que alterou a Lei das Sociedades Anônimas por Ações – nº 6.404/1976), que permitia a adoção parcial a partir do ano de 2008. Na segunda etapa, a partir do ano 2010, a adoção das IFRS torna-se obrigatória para todas as empresas brasileiras de capital aberto.

A Figura 2, linha temporal do processo de implementação das IFRS no Brasil, mostra que após a aprovação da lei 11.638, em 28/12/07, introduzindo matérias contábeis de grande complexidade para aplicação já no exercício de 2008, a CVM (Comissão de Valores Mobiliários), no seu processo de regulação, adotou uma estratégia de convergência para o IFRS no Brasil em duas fases: primeira implementação dos pronunciamentos contábeis 2 ao 14, e na segunda, implementação dos pronunciamentos de 15 ao 41.

Figura 2 – Linha do tempo do processo de convergências às normas internacionais



Fonte: Elaborada pelo autor.

2.2 RELEVÂNCIA DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL

Riahi-Belkaoui (2004) define que para uma informação ser relevante, essa deve ser útil à ação que se destina e facilitar o resultado que se deseja produzir. Exige ainda, que esta exerça influência no processo de tomada de decisão gestores, alterando ou confirmando suas expectativas sobre os resultados ou consequências de ações ou eventos.

De acordo com Holthausen e Watts (2001), a relevância da informação contábil pode ser considerada sobre três possíveis abordagens. A primeira diz respeito à mensuração através da capacidade explicativa da informação contábil pelos retornos (preços) das ações.

Na segunda, a informação contábil será relevante quando puder ser utilizada em um modelo de avaliação ou contribuir para prever variáveis, como resultados futuros, fluxos de caixa futuros, entre outros. A terceira abordagem procura verificar se um valor contábil específico adiciona ou não informação para um grupo de investidores. São consideradas as reações do mercado de capitais em relação a uma informação contábil disponibilizada.

Os trabalhos de Ball; Brown (1968) e Beaver (1968) foram os pioneiros nos estudos sobre a reação do mercado a informações contábeis, dando assim, dando origem, a uma linha de pesquisa na Contabilidade.

Ohlson (1995) propôs um modelo para mensurar a relevância das informações contábeis, que consiste na capacidade dos números contábeis de lucro (da demonstração de resultados) e patrimônio líquido (do balanço patrimonial) de captarem informações relevantes para os preços das ações, conforme mostrado na equação (2.1), em que p_t denota o valor da empresa com base no seu patrimônio líquido (y_t), lucro anormal (x_t^a) e o efeito das outras informações que podem influenciar o lucro e os resultados futuro (v_t). A qualidade da informação contábil está inversamente relacionada com a relevância de v_t para os preços das ações. Dito de outra forma, a qualidade da informação contábil está diretamente relacionada com a relevância do patrimônio líquido e do lucro.

$$P_t = y_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t \quad (2.1)$$

Anteriormente as análises focavam apenas na relação entre retornos (variações de preço) e lucros, como em Easton, Harris e Ohlson (1992). Collins, Maydew e Weiss (1997), aplicaram o modelo proposto por Ohlson (1995), na forma do modelo econométrico expresso pela equação (2.2), em que os índices i e t se referem, respectivamente, às empresas e anos, P é o preço três meses após o final do ano t , e LPA e PLA são, respectivamente, o lucro por ação e o patrimônio líquido por ação no ano t . Esse será o modelo utilizado como base para mensuração de *value relevance* neste trabalho, com modificações para incorporar o efeito da adoção das IFRS.

$$P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 LPA_{i,t} + \alpha_2 PLA_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2.2)$$

Collins e Maydew e Weiss (1997) obtiveram como resultado que tanto o conteúdo informacional presente no lucro líquido quanto no patrimônio líquido são relevantes para os preços. Além disso, mostraram evidência de que a relevância do lucro líquido diminuiu ao longo dos anos, ao passo que a relevância do patrimônio líquido aumentou, indicando a importância de considerar o segundo nos estudos de *value relevance*. Collins e Maydew e

Weiss (1997) explicam a transição do poder explicativo do lucro líquido para o patrimônio líquido por fatores como períodos de prejuízo, aumento de ativos intangíveis e aumento da quantidade de empresas de menor tamanho nas amostras analisadas.

Lopes (2002) investigou o relacionamento entre o lucro e o preço da ação para empresas com ações listadas na BOVESPA, e verificou que os lucros e dividendos são significativos quando comparados com os fluxos de caixa. Os resultados encontrados são consistentes com o estudo realizado por Ball, Kothari e Robin (2000). Lopes (2002) afirma ainda que o valor de mercado da empresa pode ser considerado uma função linear. Para Lopes (2002), a relevância dos números contábeis é investigada pelo impacto da contabilidade nos preços das ações negociadas em mercado de capitais.

2.3 IMPACTO DA ADOÇÃO DAS IFRS NA RELEVÂNCIA DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL

Com o avanço do processo de convergência às normas contábeis internacionais em vários países houve o interesse por pesquisadores em investigar se estas normas afetariam a relevância das informações contábeis. Macedo et al. (2011) faz uma revisão bibliográfica sobre *value relevance* de estudos que investigavam o efeito da harmonização das normas internacionais e conclui:

Percebe-se, contudo que não há um consenso, pois, alguns trabalhos apontam melhorias de *value relevance* com a adoção do IFRS e alguns mostram não haver impacto significativo ou haver até mesmo redução da relevância de certas informações contábeis (MACEDO et al., 2011, p. 35).

A Tabela 1, extraída de Silva et al. (2014), apresenta os efeitos econômicos em países europeus com a adoção obrigatória das normas internacionais. Verifica-se que o efeito da adoção das IFRS sobre o lucro líquido, em todos os países analisados, foi positivo e com magnitude igual ou superior há 10%. Em relação, ao efeito sobre o patrimônio líquido há divergência de resultados, sendo que alguns apresentaram efeito negativo (Itália, Espanha, Grécia e Portugal) e outros efeitos positivos (França, Alemanha, Inglaterra e Suécia).

Christensen, Hail e Leuz (2013) estudaram a adoção voluntária e obrigatória das normas internacionais na Alemanha, e concluíram que a adoção voluntária está associada a melhor qualidade da informação contábil, medida pelo gerenciamento de resultado, relevância e reconhecimento de perda oportuna, porém essa melhora não foi observada quando a adoção foi obrigatória. Seus resultados sugerem que a adoção de normas contábeis de alta qualidade isoladamente não é garantia de uma contabilidade mais informacional.

Tabela 1 – Efeitos nos balanços decorrentes da transição para o IFRS na Europa

Países	Efeito no Patrimônio Líquido		Efeito no Lucro Líquido	
	Sinal	Magnitude	Sinal	Magnitude
Itália	Negativo	5%	Positivo	14%
Espanha	Negativo	4%	Não divulgado	Não divulgado
Grécia	Negativo	1%	Positivo	14%
Portugal	Negativo	3%	Positivo	15%
França	Positivo	6%	Positivo	13%
Alemanha	Positivo	3%	Positivo	10%
Inglaterra	Positivo	12%	Positivo	12%
Suécia	Positivo	5%	Positivo	10%

Fonte: Silva et al. (2014, p. 55)

Nos seus estudos Barth, Landsman e Lang (2008) observaram a qualidade da informação financeira em empresas dos Estados Unidos da América (EUA), antes e depois da implementação das IFRS e reconheceram a ausência de melhorias expressivas na qualidade da informação. Para os mesmos autores, as IFRS são benéficas para a qualidade da informação financeira, na medida em que suprimem as diversas alternativas, reduzindo assim os critérios de gestão; são difíceis de contornar e possibilita medições, tais como a utilização do justo valor.

Calixto (2010) realizou análise de estudos acerca da adoção das IFRS em países europeus. Estudo descritivo onde foram analisados 75 artigos publicados a respeito deste assunto. A Tabela 2 extraída de Calixto (2010) é um resumo dos principais resultados das pesquisas com foco na qualidade das informações (transparência, relevância e *disclosure*) contábeis divulgadas por empresas europeias.

Tabela 2 – Estudos sobre relevância e o IFRS

Autor(es)	País(es)	Metodologia	Principais Resultados
Callao; Jarne; Lainez (2007)	Espanha	Foram aplicados testes estatísticos de significância numa amostra de 26 companhias no período de 2005.	Não ocorreram ganhos em termos de utilidade dos relatórios financeiros no curto prazo.
Chen et al. (2008)	15 países	Modelos de regressão múltipla aplicados numa amostra total de 47.825 firmas no período de 2000 a 2007.	Os resultados indicaram que a qualidade da contabilidade, geralmente foi maior após a adoção do IFRS.
Gjerde; Knivsflå; Sætterm (2008)	Noruega	Modelos de regressão múltipla aplicados numa amostra de 145 companhias no período de 2004-2005.	Os autores encontraram poucas evidências do aumento da relevância depois da adoção do IFRS quando comparado com o padrão anterior.
Jesus; Morais; Curto (2008)	Reino Unido	Modelos de regressão múltipla aplicados numa amostra de 100 companhias no período de 2006.	Os resultados demonstraram que os ajustes feitos com a adoção do IFRS aumentaram a qualidade dos relatórios financeiros, além da capacidade de explicar o valor das firmas, em relação ao UK GAAP.
Lourenço; Curto (2008)	6 países	Modelos de regressão múltipla aplicados numa amostra total de 472 companhias no período de 2005.	As informações contábeis são mais relevantes em países anglo-saxões e há diferenças significativas entre os países, com diferentes níveis de proteção dos shareholders.
Miihkinen (2008)	Finlândia	Modelos de regressão múltipla aplicados numa amostra de 135 organizações no período de 2004-2005.	As informações contábeis evidenciadas são caracterizadas mais por diretrizes legais do que pelo caráter voluntário.
Morais; Curto (2008)	Portugal	Modelos de regressão logística aplicados numa amostra de 34 companhias, nos períodos de 1995-2004 e de 2004-2005.	Os resultados revelaram maior qualidade no cálculo dos resultados após a adoção do IFRS.
Morais; Curto (2009)	14 países	Modelos de regressão múltipla aplicados numa amostra total de 6.977 companhias no período de 2000 a 2005.	Foi identificada a maior relevância das informações contábeis no período após a implantação do IFRS.
Paananen; Lin (2008)	Alemanha	Modelos de regressão múltipla aplicados numa amostra diversificada em vários períodos.	Ocorreu um decréscimo na qualidade das informações contábeis depois da adoção do IFRS. A qualidade das informações piorou ao longo do período analisado.
Schadewitz; Viireu (2006)	Finlândia	Modelos de regressão múltipla aplicados numa amostra de 86 organizações no período de 2004- 2005.	As companhias têm disponibilizado mais informações relevantes antes mesmo da realização de reconciliações, não causando grandes surpresas no mercado acionário.
Schiebel (2007b)	Alemanha	Modelos de regressão aplicados em 24 companhias, de 2000 a 2004.	Estatisticamente, o padrão contábil alemão é mais relevante do que o IFRS.
Tsalavoutas; Andre; Evans (2008)	Grécia	Modelos de regressão múltipla aplicados numa amostra de 159 organizações no período de 2004-2005.	Os resultados não indicaram significativas mudanças na relevância das informações contábeis sobre patrimônio e resultados entre 2004 e 2005.

Fonte: Adaptado de Calixto (2010, p. 177-178)

2.4 HIPÓTESES

O presente trabalho busca avaliar os efeitos da adoção das IFRS sobre a relevância informacional do lucro contábil e do patrimônio líquido para os participantes do mercado acionário brasileiro. Cada hipótese deste trabalho é testada de acordo com as premissas do modelo de Ohlson (1995) e operacionalizadas utilizando-se o modelo de Collins; Maydew e Weiss (1997), modelo derivado de Ohlson (1995).

Segundo o modelo de Ohlson (1995), Equação (2.1), com adoção das IFRS é esperado que mais das “informações que podem influenciar o lucro e os resultados futuro (v_t)” devem ser incorporadas às informações contábeis de lucro e patrimônio líquido, aumentando sua relevância para explicar o preço. Assim, temos as hipóteses deste trabalho:

- **H₁**: A adoção das IFRS no Brasil impactou a capacidade associativa do lucro contábil em relação ao preço das ações;
- **H₂**: A adoção das IFRS no Brasil impactou a capacidade associativa do patrimônio líquido em relação ao preço das ações;

Collins, Maydew e Weiss (1997) mostram que os valores contábeis (ganhos) são mais (menos) relevantes para as empresas menores. Nesse sentido, foi elaborado a terceira hipótese deste trabalho:

- **H₃**: A relevância da adoção das IFRS varia de acordo com o percentil dos preços das ações das empresas.

Conforme mencionado na seção 2.2, o modelo proposto por Collins; Maydew e Weiss (1997) será utilizado como base para testar as hipóteses (confirmar ou não) deste trabalho, incorporando modificações para avaliar o efeito das IFRS.

3 METODOLOGIA

Neste capítulo será apresentada a metodologia adotada para análise dos efeitos da adoção das IFRS no Brasil na relevância da informação contábil. Também serão descritos os procedimentos para a coleta e as variáveis do estudo, assim como os modelos utilizados para mensurar a relevância da informação contábil.

3.1 SELEÇÃO DA AMOSTRA

Para este trabalho foram utilizados os dados de companhias de capital aberto com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA). As empresas financeiras, os fundos e as seguradoras, não fazem parte da amostra deste estudo, pois, segundo Gonçalves et al. (2014), as companhias financeiras estão sujeitas às regras do Banco Central (BACEN) e da Superintendência de Seguros Privados (SUSEP). Outro fator importante para a exclusão das empresas financeira está relacionado ao fato delas terem estrutura de capital bastante diferenciada das empresas não financeiras, principalmente no tocante ao endividamento (NAGANO et al., 2017).

Os dados contábeis necessários para as estimações dos modelos utilizados neste trabalho, foram coletados no banco de dados Comdinheiro (www.comdinheiro.com.br). Para as variáveis contábeis, a data base de coleta das informações foi 31 de dezembro de cada ano. Os preços das ações tiveram como data de corte 30 de abril do ano subsequente. A amostra deste trabalho compreende o período entre janeiro de 2005 e 31 dezembro de 2014. São consideradas nesta amostra apenas as ações com maiores participações na bolsa (90%). As empresas que apresentam dados faltantes foram excluídas da amostra.

No intuito de verificar os efeitos de ajuste de base dados sobre as estimativas das regressões, o trabalho tem as seguintes amostras:

- Amostra sem tratamento de valores discrepantes e valores negativos de patrimônio líquido (837 observações);
- Amostra com tratamento de valores discrepantes (winsorização) e exclusão de patrimônio líquido negativo (729 observações).

As amostras, com e sem tratamento, foram balanceadas excluindo-se dados faltantes e informações de empresas que abriram ou fecharam capital entre os anos de 2005 e 2013. Assim, amostras resultantes seguem a estrutura de dados em painel balanceado.

3.2 DETECÇÃO DE *OUTLIERS*

Fox (1972) define como outliers as observações discordantes perante às restantes. Rousseeuw e Zomeren (1990) definiram *outliers* como observações que se afastam das estimativas por um modelo estatístico sugerido pela maior parte do conjunto de dados. Os tipos de *outliers* tem impacto e propriedades bastante diferentes para modelos e estimativas robustas. Em geral, os *outliers* de inovação (IO) e aditivo (AO) são os tipos mais comum de observações atípicas discutidas na literatura. Para mais detalhes sobre diferentes tipos de *outliers*, veja, por exemplo, Fox (1972), Reisen e Fajardo (2012), Chen and Liu (1993). Os *outliers* podem destruir as propriedades das medidas amostrais ou populacionais, média, variância e autocorrelação. Outras técnicas estatística podem ser afetadas pela presença de valores discrepantes no conjunto de dados.

A regra mais popular para determinar uma observação como um *outlier* é definir observações afastadas da média dos dados dois ou três desvios padrões, denominada regra dos três sigmas (BARNETT; LEWIS, 1984):

$$t_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S} \quad (3.1)$$

onde \bar{x} é a média amostral e S a variância amostral.

Maronna, Martin e Yohai (2006) apresentam as consequências negativas da utilização da regra dos três sigmas. Se a amostra for de boa qualidade e de tamanho grande, espera-se declarar algumas observações como *outliers* de forma equivocada.

A distância de Mahalanobis (MAHALANOBIS, 1936) é utilizada em muitos trabalhos como um método para detectar *outliers* em dados multivariados. A distância de Mahalanobis amostral é obtida utilizando a matriz de variância amostral \mathbf{S} :

$$\left(d_i(x, \mu, \Sigma)\right)^2 = (x_i - \mu)' S^{-1} (x_i - \mu) \quad (3.2)$$

Os valores discrepantes de variáveis de interesse podem ser identificados através de análise gráfica. Um método de análise gráfica que se destaca é o Método Boxplot.

O Boxplot, também conhecido como gráfico de caixa, é um gráfico estatístico que possibilita representar a distribuição de uma variável com base em alguns parâmetros descritivos. Existem algumas variações quanto à quantidade de estatísticas representadas nesse tipo de gráfico, mas, de uma forma geral, todos incluem a mediana, o 1º e o 3º quartil, os valores mínimos e máximos e eventuais *outliers* (MAROCO, 2007).

O método de boxplot declara um valor como *outliers* se ele estiver fora do intervalo

$$Intervalo = [Q_1 - 1,5 \times IQR; Q_3 + 1,5 \times IQR] \quad (3.3)$$

Onde Q_1 representa o primeiro quartil amostral; Q_3 representa o terceiro quartil amostra; IQR é intervalo inter-quartil

$$IQR = Q_3 - Q_1 \quad (3.4)$$

3.3 REGRESSÃO QUANTÍLICA

A técnica econométrica aplicada neste trabalho é pouco empregada na área contábil nacional. O objetivo desta seção é apresentar o método estatístico de Regressão Quantílica e o procedimento de estimação dos parâmetros para esse modelo.

Os modelos de regressões quantílicas foram introduzidos por Koenker e Bassett (1978), onde estende a noção de quantis ordinários no modelo de localização para uma classe mais geral de modelos lineares nos quais os quantis condicionais têm uma forma linear. A forma mais comum é a regressão mediana, cujo o objetivo é estimar a mediana da variável dependente, condicionada ao valor das variáveis independentes. Os quantis condicionais restantes são estimados minimizando uma soma assimetricamente ponderada de erros absolutos. Assim, esses modelos podem ser usados para caracterizar toda a distribuição condicional de uma variável dependente dado um conjunto de regressores.

Koenker e Bassett (1978) relatam as vantagens dos estimadores obtidos a partir da regressão quantílica sobre os de MQO:

1. O método de regressão quantílica não exige a observância da hipótese de distribuição normal como nos modelos de MQO;
2. O método de regressão quantílica não é sensível à presença de *outliers*, o que o torna uma alternativa aos estimadores de MQO visto que estes têm alta sensibilidade a *outliers* em amostras pequenas (o método de MQO dá peso maior para os valores extremos, acarretando em problemas de estimação);
3. a regressão quantílica permite que toda a distribuição condicional da variável dependente seja explicada em relação a um conjunto de variáveis explicativas.

O ponto de partida da regressão quantílica é uma definição elementar dos quantis. Seja $0 < \theta < 1$. O θ -ésimo quantil da distribuição de uma variável aleatória Y é o valor ξ_θ tal que

$$\theta = Pr(Y \leq \xi_\theta) = F_Y(\xi_\theta) \quad (3.5)$$

onde F é a função de distribuição acumulada de Y . Seja y_1, \dots, y_n uma amostra aleatória de tamanho n extraídos da distribuição de Y . Por analogia de 3.5, o quantil amostral é estimado por

$$\hat{\xi}_\theta = \inf \{y : F_n(y) \geq \theta\} \quad (3.6)$$

Onde F_n é a função de distribuição empírica de Y . Para estender a ideia das estimações das funções de quantis condicionais, precisamos de uma nova maneira de estimar os quantis. Contornando a habitual dependência de um conjunto ordenado de observações de uma amostra, podemos definir os quantis como um problema de otimização. Assim, temos que

$$\hat{\xi}_\theta = \arg \min \left[\sum_{i: y_i \geq m} \theta |y_i - m| + \sum_{i: y_i < m} (1 - \theta) |y_i - m| \right] \quad (3.7)$$

A regressão quantílica se apresenta como uma nova opção para os modelos lineares gerando uma nova classe de estatísticas. Seja $\{x_1, \dots, x_n\}$ vetores de variáveis explicativas que correspondem a $\{y_1, \dots, y_n\}$. É assumido que

$$y_i = x_i' \beta_\theta + u_\theta \quad (3.8)$$

e

$$Quant_\theta(y_i | x_i) = x_i' \beta_\theta \quad (3.9)$$

onde $Quant_\theta(y_i | x_i)$ representa o θ -ésimo quantil de y_i condicionado a x_i . Então, a θ -ésima regressão quantílica é definida, da mesma forma que os quantis amostrais, por um problema de minimização

$$\hat{\beta}_\theta = \arg \min \left[\sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i' \beta| \right] \quad (3.10)$$

De acordo com Koenker e D'orey (1987), o problema pode ser formulado como uma programação linear e os métodos baseados no *simplex* como os que fornecem algoritmos eficientes para as aplicações. Aumentando θ continuamente de 0 para 1, podemos traçar

toda a distribuição de y_i condicionada em x_i . Seja $\hat{\beta}' = (\hat{\beta}'_{\theta_1}, \dots, \hat{\beta}'_{\theta_p})$, $\hat{\beta}'$ representa os valores estimados obtidos pela solução de (3.10) separadamente para p alternativas de θ s e $\beta' = (\beta_{\theta_1}, \dots, \beta_{\theta_p})$ representa os verdadeiros valores populacionais. Em condições de regularidade moderada, a estatística $\sqrt{n}(\hat{\beta}_\theta - \beta)$ converge em distribuição para a distribuição normal com média 0 e variância Λ_θ , isto é,

$$\sqrt{n}(\hat{\beta}_\theta - \beta) \xrightarrow{d} N(0, \Lambda_\theta) \quad (3.11)$$

onde

$$\Lambda_\theta = \{\Lambda_{\theta ij}\}_{j,k=1,\dots,p} \quad (3.12)$$

e

$$\Lambda_\theta = \theta(1 - \theta) \left(E[f_{u\theta}(0|x_i)x_i x_i'] \right)^{-1} E[x_i x_i'] \left(E[f_{u\theta}(0|x_i)x_i x_i'] \right)^{-1} \quad (3.13)$$

e $f_{u\theta}(0|x)$ representa a densidade do termo de erro u_θ avaliado em 0 condicional em x . Se $f_{u\theta}(0|x) = f_{u\theta(0)}$ com probabilidade 1 (ou seja, a densidade do termo de erro u_θ avaliado em 0 é independente de x), então Λ_θ na equação 3.13 é simplificada para

$$\Lambda_\theta = \frac{\theta(1 - \theta)}{f_{u\theta}^2(0)} \left(E[x_i x_i'] \right)^{-1} \quad (3.14)$$

Existem vários esquemas para estimar a matriz de covariância (Buchinsky (1998)). Buchinsky (1998) afirma que as equações 3.13 e 3.14 fornecem fórmulas para a matriz de covariância assintótica para $\hat{\beta}_\theta$ sob duas suposições alternativas sobre $f_{u\theta}(0|x)$. Os problemas de estimação da matriz de covariância em 3.13 surgem principalmente em relação a $f_{u\theta}(0|x)$ ou alternativamente $E[f_{u\theta}(0|x)xx']$. Consequentemente, a estimação de Λ_θ depende de decisões subjetivas dos pesquisadores. Cada abordagem tem vantagens e desvantagens e cada uma implica algum grau de arbitrariedade, cujos efeitos podem ser bastante importantes.

Buchinsky (1998) define estimador de estatística de ordem da matriz de covariância. Esse estimador é válido quando $f_{u\theta}(0|x) = f_{u\theta(0)}$, isto é, quando a suposição de independência é válida. Sob essa suposição a matriz assintótica de covariância é simplificada para

$$\Lambda_\theta = \sigma_\theta^2 \left(E[xx'] \right)^{-1} \quad (3.15)$$

onde

$$\sigma_\theta^2 = \frac{\theta(1-\theta)}{f_{u\theta}^2(0)} \quad (3.16)$$

O segundo termo da variância assintótica é estimado por $\hat{E}(xx') = 1/n \sum_{i=1}^n x_i x_i'$. O primeiro termo, σ_θ^2 , pode ser extraído de um intervalo de confiança construído do $[n\theta]$ -ésima estatística de ordem de $\hat{u}_{\theta_1}, \dots, \hat{u}_{\theta_n}$. Em geral, um intervalo de confiança exato pode ser calculado para o θ -ésimo quantil de uma variável aleatória $Y \sim F_Y(\cdot)$.

No caso da homocedasticidade, $f_{u\theta}(0|x) = f_{u\theta(0)}$ e dois vetores quaisquer de parâmetros quantílicos β_{θ_1} e β_{θ_2} devem diferir apenas em seus interceptos, mas não em seus coeficientes de inclinação. Koenker e Bassett (1982) sugerem que a igualdade de todos os subconjuntos selecionados de parâmetros de inclinação em diferentes quantis pode ser testada utilizando um teste de *Wald*. Em vários pontos da distribuição condicional, diferentes estimativas em quantis distintos podem ser interpretadas como diferenças na resposta da variável dependente a mudanças nos regressores. Tais efeitos não podem ser capturados por regressões em torno da média.

Modelos para funções condicionais de quantis oferecem uma série de vantagens sobre os métodos mais tradicionais de regressão em torno da média (mínimos quadrados). Esses modelos herdaram uma interpretabilidade natural e uma robustez inerente do comportamento dos quantis comuns. Quando o termo de erro não é normal, os estimadores da regressão quantílica podem ser mais eficientes do que os estimadores de mínimos quadrados. Ao substituir um modelo de regressão baseado na tendência central condicional por uma família de modelos de quantis condicionais, podemos conseguir uma flexibilidade consideravelmente maior e uma visão mais completa dos efeitos das variáveis explicativas na variável dependente, permitindo-lhes influenciar a localização, a escala e a forma da distribuição da resposta.

3.4 COMPARAÇÃO ENTRE REGRESSÃO LINEAR E REGRESSÃO QUANTÍLICA

Os resultados das regressões baseadas em MQO e da quantílica são comparados através do cálculo da seguinte estatística: Raiz do Erro Quadrático Médio (em inglês *Root Mean Squared Error* – RMSE) é dada por

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{x})^2} \quad (3.17)$$

O RMSE mede os erros residuais que dão uma visão global da diferença entre os valores observados e preditos.

O segundo critério de comparabilidade entre os tipos de regressões é a eficiência dos estimadores, indicada pelo desvio padrão estimado para cada parâmetro estimado.

Propriedade de Eficiência: Um estimador T é dito mais eficiente do parâmetro θ se sua variância, para um mesmo tamanho de amostra, for menor que a de qualquer outro estimador, γ_i . Ou seja,

$$\sqrt{Var(T)} < \sqrt{Var(\gamma_i)} \quad (3.18)$$

3.5 MODELO DE COLLINS, MAYDEW E WEISS

Este trabalho utiliza o modelo proposto por Collins, Maydew e Weiss (1997), derivado do modelo formulado por Ohlson (1995), para analisar a relevância das informações contábeis e verificar o efeito da adoção das IFRS.

O modelo de Collins, Maydew e Weiss (1997) pressupõe que o preço das ações pode ser representado como uma função linear do lucro líquido e do patrimônio líquido. O modelo econométrico aplicado para avaliar a capacidade associativa do lucro contábil e do patrimônio líquido, **modelo de preço**, é evidenciado abaixo (Modelo 1):

$$P_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LPA_{i,t} + \beta_2 PLA_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3.19)$$

Onde: $P_{i,t}$ representa o preço da ação da empresa i no ano t , ajustado pelos dividendos e desdobramentos (quatro meses após findar o ano); $LPA_{i,t}$ é o lucro por ação da empresa i no tempo t ; $PLA_{i,t}$ representa o patrimônio líquido por ação da empresa i no tempo t .

O $LPA_{i,t}$ é obtido através da expressão

$$LPA_{i,t} = \frac{\text{Lucro Líquido da empresa}_{i,t}}{\text{quantidade de ações da empresa}_{i,t}} \quad (3.20)$$

A variável $PLA_{i,t}$ é obtida pela equação

$$PLA_{i,t} = \frac{\text{Patrimônio Líquido da empresa}_{i,t}}{\text{quantidade de ações da empresa}_{i,t}} \quad (3.21)$$

Assim, o modelo verifica, através da estimação, se as variáveis $LPA_{i,t}$ e $PLA_{i,t}$ explicam os preços das ações das empresas. O coeficiente de determinação da regressão (R^2) quantifica a capacidade explicativa do modelo, ou seja, o quanto do $LPA_{i,t}$ e do $PLA_{i,t}$ foi relevante em explicar os preços das ações. Ainda, o R^2 aponta quanto da variação da variável dependente é explicada pelo conjunto de variáveis independentes.

O modelo proposto por Collins, Maydew e Weiss (1997) é escalonado pelo preço da ação no tempo $t-1$ ($P_{i,t-1}$). De acordo com Santos e Cavalcante (2014), esse procedimento visa a mitigar um possível efeito escala, ou seja, o viés nos coeficientes estimados e heterocedasticidade. Assim, o modelo resultante é denominado **modelo de retorno** (Modelo 2).

$$\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{LPA_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PLA_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t} \quad (3.22)$$

Onde $R_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}$, $LPAp = \frac{LPA_{i,t}}{P_{i,t-1}}$ e $PLAp = \frac{PLA_{i,t}}{P_{i,t-1}}$.

Assim, o modelo é reescrito como

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LPAp + \beta_2 PLAp + \epsilon_{i,t} \quad (3.23)$$

Para verificar o efeito da adoção das IFRS no Brasil sobre a relevância das informações contábeis, o modelo, escalonado pelo preço no tempo $t-1$, utilizado apresenta-se a seguir (Modelo 3):

$$\begin{aligned} \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} = & \beta_0 + \beta_1 \frac{LPA_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PLA_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \delta_1 D_{i,t}^{IFRS} + \delta_2 D_{i,t}^{IFRS} \times \frac{LPA_{i,t}}{P_{i,t-1}} \\ & + \delta_3 D_{i,t}^{IFRS} \times \frac{PLA_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3.24)$$

Ou

$$\begin{aligned} R_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 LPAp_{i,t} + \beta_2 PLAp_{i,t} + \delta_1 D_{i,t}^{IFRS} + \delta_2 D_{i,t}^{IFRS} \times LPAp_{i,t} \\ & + \delta_3 D_{i,t}^{IFRS} \times PLAp_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3.25)$$

Em que: $D_{(i,t)}^{IFRS}$ é uma variável *dummy*; $D_{(i,t)}^{IFRS} = 1$, se t é posterior a 2007; β s e δ s são parâmetros dos modelos; $\epsilon_{i,t}$ é o termo de erro dos modelos.

A existência de uma associação significativa entre o lucro contábil, o patrimônio líquido e o preço das ações é aferida através da verificação da significância estatística dos coeficientes β_1 e β_2 .

A mensuração da relevância da adoção das IFRS sobre as informações contábeis é aferida através dos coeficientes δ s do modelo apresentado na equação 3.25. Espera-se que os δ s sejam positivos e apresentem algum nível de significância estatística.

Conforme descrito na seção 3.1, o estudo de dados desta pesquisa é um painel balanceado, uma sucessão de seções transversais (*cross sections*). Essa metodologia mostra-se apropriada, pois, permite avaliar simultaneamente para todas as empresas da amostra o efeito médio da adoção das IFRS, o que depende da variação ao longo do tempo, não podendo ser feito com uma única seção transversal (*cross section*). É possível que existam outros fatores não presentes no modelo e que estejam relacionados com o preço das ações e que apresentem autocorrelação na dimensão tempo. A omissão dessas variáveis (fatores) leva à autocorrelação dos resíduos, impedindo a estimação dos parâmetros. Por outro lado, podem haver variáveis não observadas que afetam todas as empresas num mesmo ano (t), causando autocorrelação entre os resíduos na seção transversal. Por isso, a estrutura de dados em painel não pode pressupor que as observações sejam independentemente distribuídas no tempo, nem na seção transversal. Resulta que o termo de erro $\epsilon_{i,t}$ seja formado por três efeitos: $\epsilon_{i,t} = \alpha_i + \gamma_t + u_{i,t}$, onde o termo constante α é o efeito não observado e fixo por empresa, isto é, erro relacionado com as características não observadas das empresas e que permanecem constantes ao longo do período; o termo constante γ é o efeito não observado e fixo por ano, isto é, erro relacionado com sistemáticos não observados e que são assumidos como afetando as empresas de maneira uniforme em cada seção transversal (*cross section*); o termo $u_{i,t}$ representa o termo de erro aleatório, assumido como sendo identicamente distribuído e com variância constante. Assim, o modelo 1 pode ser reescrito como

$$P_{i,t} = \beta_1 LPA_{i,t} + \beta_2 PLA_{i,t} + \alpha_i + \gamma_t + u_{i,t} \quad (3.26)$$

Na equação 3.19, o α_i varia com as empresas, mas é constante no tempo, que pode ou não estar correlacionado com as variáveis explicativas. O termo $u_{i,t}$ é assumido como homocedástico e não autocorrelacionado, variando não sistematicamente ao longo do tempo e com as empresas. Nesse sentido, uma preocupação é a forma que o termo de erro composto esteja correlacionado com as variáveis explicativas.

Para solucionar o problema de variáveis omitidas das empresas que afetem os preços e estejam correlacionadas no tempo, a estrutura de dados em painel assume que o efeito fixo não observado α é um parâmetro a ser estimado para cada empresa i . Isso é feito com a inclusão de variável *dummy* para cada empresa no *cross section*. De maneira análoga, para controlar para choques sistemáticos o efeito γ um parâmetro a ser estimado para cada ano t , através de variáveis *dummies* para cada período de tempo. A inclusão de tais variáveis *dummies* nos modelos 1, 2 e 3 serve para expurgar os efeitos de coorte (fixo) e

de tempo do erro $\epsilon_{i,t}$, caso contrário, a correlação entre os regressores e o erro composto continuará existindo (WOOLDRIDGE, 2000).

4 RESULTADOS

Nas próximas subseções são apresentados os resultados obtidos, primeiramente para a amostra sem tratamento para presença de observações discrepantes (seção 4.1) e posteriormente para a amostra tratada através de winsorização (seção 4.2). Em cada seção secundária são apresentadas estatísticas descritivas das respectivas amostras, os resultados para estimações do modelo de *value relevance*, e os resultados do modelo de *value relevance* modificado para verificar o efeito da adoção das IFRS no Brasil.

4.1 RESULTADOS PARA AMOSTRA SEM TRATAMENTO

4.1.1 Estatística descritiva para amostra original

Na tabela 3 são reportadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo de relevância. As estatísticas de assimetria e de curtose apresentam valores elevados, o que indica uma possível não normalidade das variáveis do estudo. As $P_{i,t}$ e $R_{i,t}$ são as que apresentam maiores assimetria e curtose. As variáveis $P_{i,t}$, $PLA_{i,t}$, $R_{i,t}$ e $PLAp_{i,t}$ apresentam forte assimetria à direita e, nas demais variáveis, nota-se forte assimetria à esquerda. Esse fato aumenta a probabilidade de ocorrência de valores distantes da média amostral. Numa amostra pequena, essas observações podem exercer influência importante sobre os valores de estimadores lineares, como é o caso dos estimadores pelo método de mínimos quadrados. A elevada sensibilidade a observações discrepantes, com probabilidade não desprezível de ocorrência, tornam esses estimadores menos eficientes.

Tabela 3 – Estatística descritiva da amostra sem tratamento

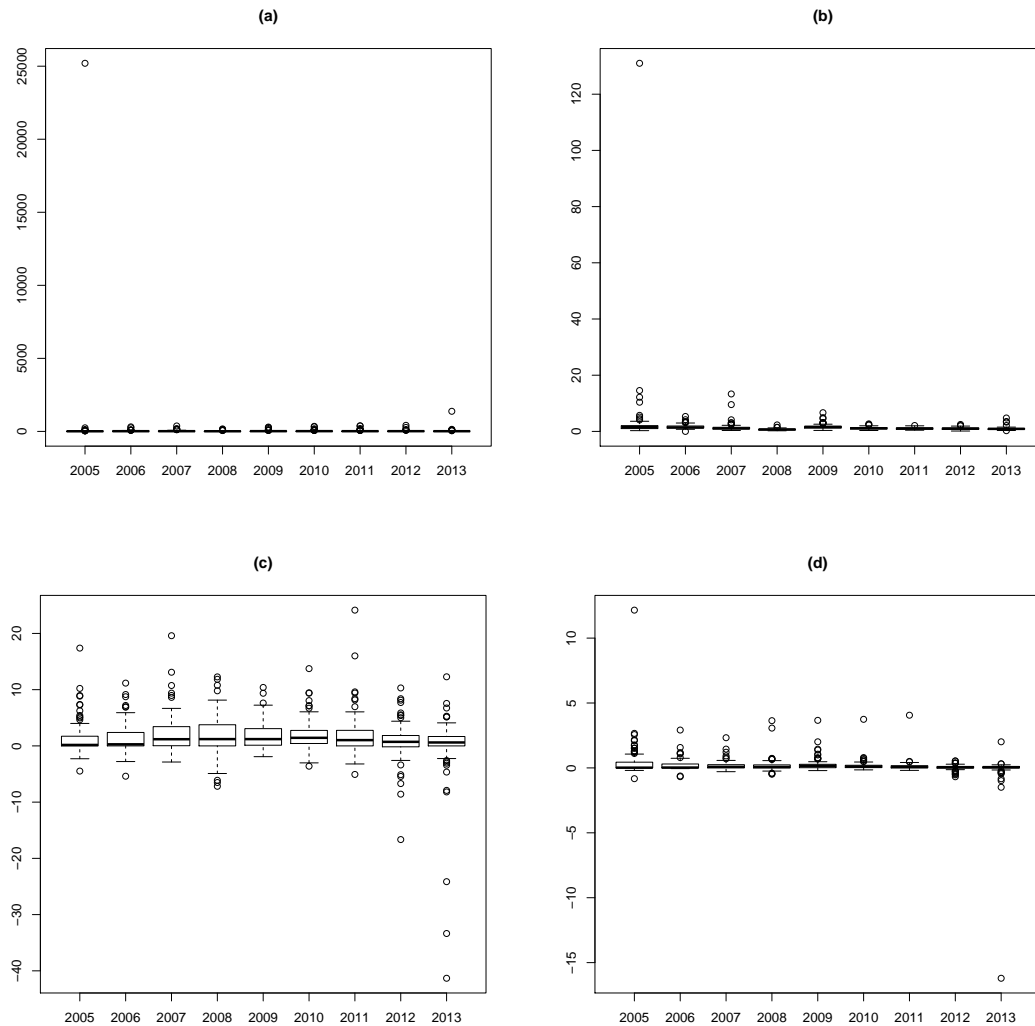
Variável	$P_{i,t}$	LPA	PLA	$R_{i,t}$	LPAp	PLAp
Média	58,30	1,49	14,29	1,46	0,17	1,56
Desvio-Padrão	872,49	3,72	27,58	4,62	0,83	5,36
Mínimo	0,07	-41,32	-34,82	0,00	-16,20	-5,25
1º Quartil	6,79	0,00	0,96	0,81	0,00	0,06
Mediana	14,10	0,83	6,30	1,10	0,06	0,66
3º Quartil	27,22	2,58	18,84	1,49	0,20	1,42
Máximo	25200,00	24,15	303,35	131,00	12,16	118,96
Assimetria	28,59	-2,35	5,74	26,47	-4,85	14,71
Curtose	820,80	35,26	47,60	737,39	229,59	288,08

Nota: P representa o preço da ação; LPA denota lucro líquido por ação; PLA representa patrimônio líquido por ação; $R_{i,t}$ representa o preço da ação escalonado pelo preço da ação no tempo t-1; LPAp representa LPA escalonado pelo preço da ação no tempo t-1; e PLAp representa PLA escalonado pelo preço da ação no tempo t-1.

A Figura 3 apresenta o gráfico Boxplot para cada ano das variáveis do estudo. Pode-se notar a ocorrência de valores discrepantes (valores acima dos limites superior e inferior do gráfico, correspondentes a dois desvios-padrão da média amostral para cima ou para baixo) em todas variáveis. As variáveis Preço (Figura 3-(a)) e Preço escalonado (Figura 3-(b)), são as que apresentam as maiores observações discrepantes, pois, estão muito distantes do limite superior do gráfico boxplot.

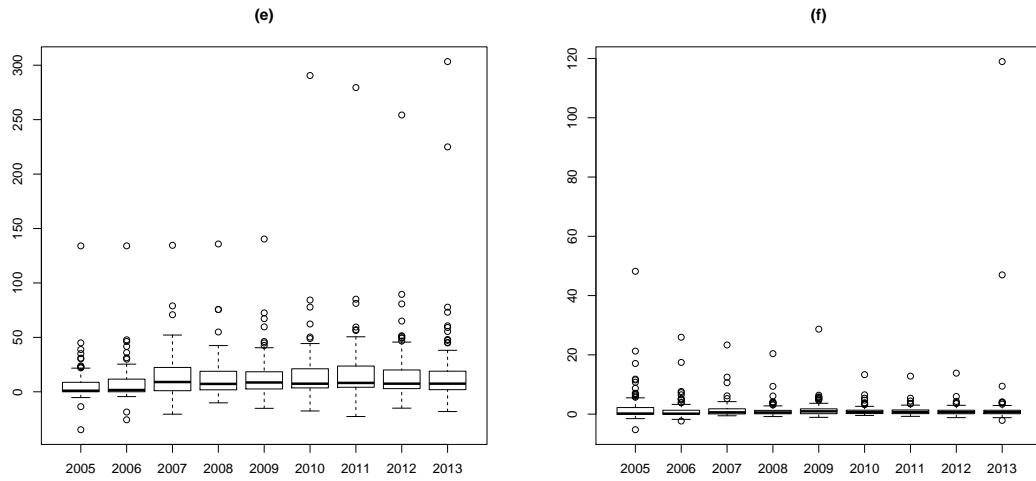
O gráfico boxplot permite visualizar a assimetria das distribuições das variáveis, registrada na Tabela 3. Podem-se notar também diferenças, ano a ano, no comportamento da mediana das variáveis. Há mudança na medida de posição central das variáveis ano a ano. Essa mudança é facilmente verificável nas Figuras 3-(c) e 3-(e).

Figura 3 – Gráficos Boxplot variáveis sem tratamento



Nota: (a) $P_{i,t}$; (b) $R_{i,t}$; (c) $LPA_{i,t}$; (d) $PLA_{i,t}$.

Figura 4 – Gráficos boxplot variáveis sem tratamento (continuação)



Nota: (e) LPAp; e (e) PLAp.

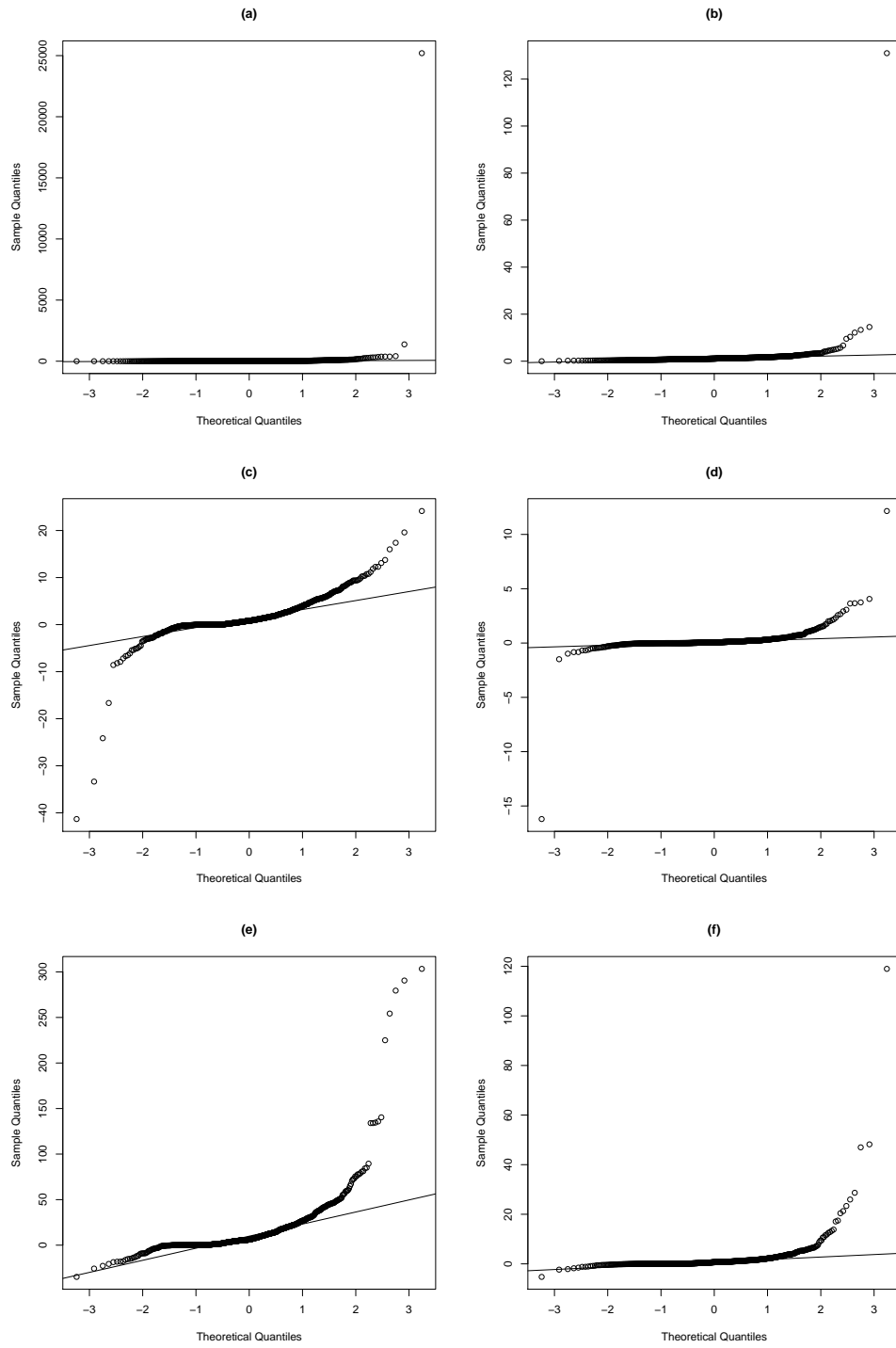
No intuito de verificar a normalidade das variáveis utilizadas no modelo *value relevance*, foi aplicado o teste de normalidade de *Shapiro-Wilk*. A Tabela 4 apresenta os resultados desse teste. O teste de *Shapiro-Wilk* rejeitou a hipótese de normalidade para as variáveis (p-valor = 0,000).

Tabela 4 – Teste de normalidade de *Shapiro-Wilk* para amostra sem tratamento

Variável	Estatística	P-Valor
$P_{i,t}$	0,025	0,000
LPA	0,707	0,000
PLA	0,542	0,000
$R_{i,t}$	0,081	0,000
LPAp	0,285	0,000
PLAp	0,238	0,000

A ausência de normalidade das variáveis é verificada visualmente pelo gráfico QQPlot, Figura 5, uma vez que os quantis amostrais calculados não coincidem com os quantis teóricos. Verifica-se no gráfico QQPlot a ocorrência de causas pesadas. Isso é provocado pela elevada frequência de valores discrepantes observados no gráfico boxplot (Figura 3), correspondentes à observações além dos limites de dois desvios-padrão da média amostral.

Figura 5 – Gráficos boxplot variáveis sem tratamento



Nota: (a) $P_{i,t}$; (b) $R_{i,t}$; (c) $LPA_{i,t}$; (d) $PLA_{i,t}$; (e) $LPAp$; e (e) $PLAp$.

Em resumo, a estatística descritiva das variáveis utilizadas para a estimação do modelo de relevância mostra a presença de valores discrepantes e a falta de normalidade. Nesse sentido, a amostra coletada para este trabalho pode ser pequena para a aplicação do método de mínimos quadrados.

4.1.2 Estimativas dos modelos de relevância das informações contábeis

4.1.2.1 Estimação Modelo 1 - Modelo de preço

Os resultados das regressões (linear e quantílica) para o modelo referente à relevância da informação contábil (equação 3.17) estão exibidos na Tabela 5.

Tabela 5 – Estimações do modelo de preço - Modelo 1

Variável	MQO	Regressão Quantílica				
		Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
LPA	3,000	0,561***	0,622***	1,004***	0,860***	0,915**
	(9,829)	(0,081)	(0,142)	(0,098)	(0,060)	(0,383)
PLA	-2,142	0,060*	-0,015	-0,034	0,027	0,094
	(2,021)	(0,036)	(0,021)	(0,024)	(0,033)	(0,094)
n	837	837	837	837	837	837
Pseudo R ²	0,010	0,012	0,017	0,027	0,013	0,010
RMSE	817,534	872,811	872,246	871,800	871,747	2466,011

Nota: ***, **, *; Significância a 1%, 5% e 10%. Valor entre parênteses é desvio padrão do coeficiente estimado.

Os coeficientes estimados do modelo de preço via MQO, Tabela 5, não foram estatisticamente significantes. Os desvios padrões das estimativas apresentam valores elevados, inflados pelos valores discrepantes, conforme observado nos gráficos boxplot. Logo, através dos resultados do método de estimação MQO, não é possível inferir que o preço das ações seja explicado pelo lucro líquido e patrimônio líquido.

Ao analisar os resultados obtidos da estimação da regressão quantílica, nota-se que os resultados são diferentes dos obtidos via estimação MQO. Primeiramente, os coeficientes estimados são de magnitude bem inferior aos valores estimados por MQO. Apesar da menor magnitude, a variável explicativa LPA é estatisticamente significativa e com sinal positivo nos quantis 10, 25, 50, 75 e 90. Já a variável PLA foi significativa apenas no quantil 10. A significância estatística se deve a os valores dos erros padrões das estimativas serem baixos, relativamente aos valores estimados. O método de regressão quantílica se mostra mais eficiente que MQO por ter desvio padrão menor para os valores estimados. As magnitudes maiores dos coeficientes estimados por MQO se devem, possivelmente, às observações discrepantes, às quais é dado peso maior que na regressão quantílica.

Ao comparar os valores de estatística RMSE do método MQO e da regressão quantílica, verifica-se que a estatística é menor para MQO (RMSE=817,534). Assim, o ajuste por MQO proporciona o melhor ajuste quando o critério é o desvio quadrático, pois o método visa minimizar a estatística RMSE.

Os resultados da regressão quantílica mostram que o lucro líquido e o patrimônio líquido explicam o preço da ação até o quantil 90. Ou seja, essas informações são relevantes para observações que têm preços de ação até o quantil 90. Portanto, o lucro impacta praticamente toda a distribuição dos preços das ações. Em sentido contrário, o patrimônio líquido explica até o quantil 10 da distribuição dos preços, sendo irrelevante para o restante da distribuição de preço.

4.1.2.2 Estimação Modelo 2 - Modelo de retorno

A Tabela 6 apresenta os resultados das estimações, via MQO e RQ, do modelo de retorno (equação 3.21). Os resultados encontrados para as estimativas por MQO mostram que as variáveis explicativas LPA_p e PLA_p não foram estatisticamente significantes, o que não permite concluir que as informações contábeis deste estudo impactam o preço das ações para os dados da amostra.

Tabela 6 – Estimações do modelo de retorno - Modelo 2

Variável	MQO	Regressão Quantílica				
		Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
LPA _p	0,162 (0,237)	0,114*** (0,012)	0,137*** (0,048)	0,113* (0,068)	0,268 (0,508)	0,488 (0,558)
PLA _p	0,031 (0,036)	0,010*** (0,001)	0,014** (0,007)	0,021*** (0,006)	0,04 (0,092)	0,066 (0,107)
n	837	837	837	837	837	837
Pseudo R ²	0,031	0,022	0,036	0,027	0,012	0,011
RMSE	4,295	4,674	4,622	4,601	4,582	12,891

Nota: ***, **, *, Significância a 1%, 5% e 10%. Valor entre parênteses é desvio padrão do coeficiente estimado.

Ao analisar os resultados das regressões quantílicas, as variáveis LPA_p e PLA_p apresentaram significância estatística e sinal positivo nos quantis 10, 25 e 50. Esses resultados indicam que o lucro líquido e o patrimônio líquido explicam os preços das ações das observações que estão situadas até o quantil 50, ou seja, as informações contábeis são relevantes para as observações correspondentes a retornos inferiores à mediana da amostra.

A estatística RMSE das estimativas por MQO (RMSE = 4,295) foi menor que a RQ para todos os quantis, o que indica que MQO proporciona melhor ajuste quando o critério

é o desvio quadrático, pois o método visa minimizar a estatística RMSE. Porém, os erros padrões das estimativas RQ são menores que os da MQO. Ou seja, as estimativas das regressões quantílicas são mais eficientes do que as por MQO. Devido a essa maior eficiência, apesar de os valores estimados serem menores.

4.1.2.3 Estimação Modelo 3 - Relevância da adoção das IFRS

O resultado da estimação do Modelo 3 (equação 3.23) por MQO é apresentado na Tabela 7. Nessa tabela observa-se que apenas a variável *dummy* para adoção das IFRS foi significativa ao nível de 10%. As variáveis contábeis (LPAp e PLAp) não foram estatisticamente significantes. O mesmo resultado foi observado para variáveis de interação entre informações contábeis e a adoção da IFRS (LPApIFRS e PLApIFRS). Logo, pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO), as hipóteses H_1 e H_2 não foram confirmadas.

Tabela 7 – Estimações Modelo 3

Variável	MQO	Regressão Quantílica				
		Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
LPAp	0,028 (0,610)	0,208*** (0,072)	0,273*** (0,025)	0,378* (0,210)	0,620*** (0,218)	0,587*** (0,197)
PLAp	0,052 (0,122)	-0,011 (0,013)	-0,013** (0,006)	-0,028 (0,035)	-0,02 (0,054)	0,046 (0,054)
IFRS	0,137 (2,092)	0,201* (0,148)	0,290** (0,146)	0,034** (0,135)	0,114* (0,1517)	0,123 (2,665)
LPApIFRS	0,257 (0,764)	-0,094 (0,076)	-0,176** (0,084)	-0,253 (0,827)	-0,375 (1,570)	-0,08 (1,023)
PLApIFRS	-0,006 (0,137)	0,021* (0,012)	0,032** (0,016)	0,051 (0,136)	0,057 (0,260)	0,022 (0,128)
n	837	837	837	837	837	837
Pseudo R ²	0,011	0,032	0,076	0,053	0,021	0,011
RMSE	4,294	4,676	4,621	4,601	4,586	12,891

Nota: ***, **, *; Significância a 1%, 5% e 10%. Valor entre parênteses é desvio padrão do coeficiente estimado.

Os resultados das regressões quantílicas apontam que a variável LPAp foi significativa em todos quantis analisados. A variável PLAp foi significativa apenas no quantil 25. Assim, pode-se inferir que o lucro é relevante para os preços das ações, enquanto o patrimônio líquido só apresenta evidência de relevância para o quantil 25 da variável dependente. A variável *dummy* IFRS foi significativa em todos os quantis, exceto no 90.

A variável LPApIFRS, que avalia o efeito da adoção das IFRS sobre o lucro líquido, apresentou coeficiente negativo com significância apenas no quantil 25. Isso evidencia

que a adoção das IFRS tiveram como efeito a diminuição do efeito do lucro líquido sobre os preços de ações, ao menos para os menores valores da variável dependente $R_{i,t}$. Nos demais quantis, a variável não apresentou significância. Assim, a hipótese \mathbf{H}_1 é confirmada apenas no quantil 25.

O coeficiente estimado da variável PLApIFRS, que mede o efeito da adoção das IFRS sobre a contribuição do patrimônio líquido para os preços de ações, foi significativo e com sinal positivo nos quantis 10 e 25. Portanto, a hipótese \mathbf{H}_2 foi confirmada nos quantis 10 e 25, associados, em geral, com menores valorizações (retornos) das ações.

A variável *dummy* avalia o efeito da adoção das IFRS sobre os preços das ações, foi significativa e com sinal positivo nos quantis 10, 25, 50 e 75. Logo, a hipótese \mathbf{H}_3 foi confirmada em todas as observações de retornos de ações, exceto, para os retornos situados acima do quantil 90.

Os resultados da estatística RMSE foi melhor para o método MQO quando comparado com a RQ, uma vez que o MQO minimiza a estatística RMSE. Porém, os erros padrões das estimativas do método RQ foram menores do que as estimativas do método MQO. Assim, a regressão quantílica apresentou estimativas mais eficientes.

4.2 RESULTADOS PARA AMOSTRA APÓS TRATAMENTOS

4.2.1 Estatística descritiva para amostra após tratamento

A Tabela 8 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis do modelo de relevância após o tratamento para valores discrepantes (winsorização) e a exclusão de observações com patrimônio líquido negativo. Após o tratamento da amostra, nota-se que os valores das estatísticas de assimetria e de curtose reduziram significativamente quando comparados com os resultados da amostra sem tratamento (Tabela 3).

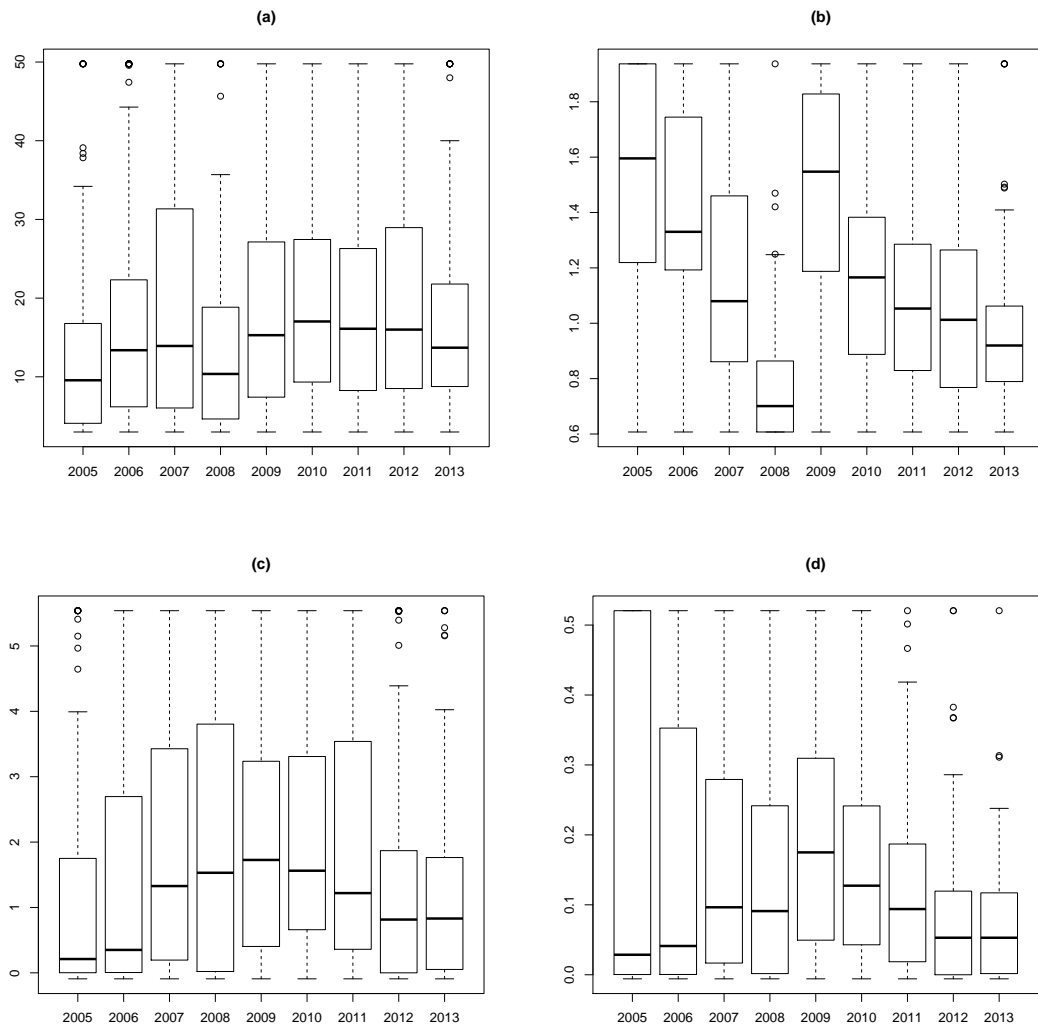
Tabela 8 – Estatística descritiva amostra após tratamento

Variável	$P_{i,t}$	LPA	PLA	$R_{i,t}$	LPAp	PLAp
n	729	729	729	729	729	729
Média	18,303	1,726	12,998	1,181	0,149	1,117
Desvio Padrão	14,605	1,894	12,762	0,419	0,172	1,13
Mínimo	2,990	-0,092	0,097	0,607	-0,006	0,017
1º Quartil	6,774	0,044	2,664	0,84	0,004	0,168
Mediana	13,92	1,039	8,093	1,137	0,08	0,776
3º Quartil	26,192	2,781	20,673	1,481	0,229	1,589
Máximo	49,769	5,539	39,05	1,937	0,521	3,561
Assimetria	0,994	0,925	0,906	0,402	1,095	1,054
Curtose	-0,152	-0,492	-0,465	-0,92	-0,071	-0,071

As variáveis da amostra tratada são bem representadas por uma distribuição platicúrtica, uma vez que os valores de curtose são negativos. Esse valor caracteriza uma distribuição não normal. De acordo com esse resultado, a distribuição do índice é mais plana ("achatada"), com menor frequência de observações discrepantes, uma vez que essas foram tratadas. Em relação ao valor da assimetria, percebe-se que o índice apresenta uma assimetria positiva, ou seja, concentração dos valores à esquerda da média.

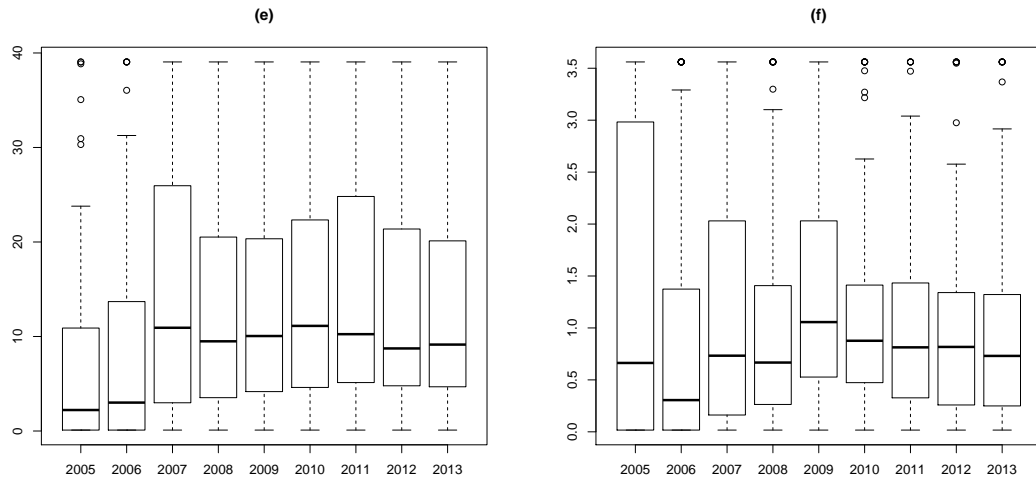
Os gráficos Boxplot, Figuras 6 e 7, das variáveis tratadas apresentam valores acima do limite superior, compatíveis com assimetria à direita.

Figura 6 – Gráficos Boxplot variáveis com tratamento



Nota: (a) $P_{i,t}$; (b) $R_{i,t}$; (c) $LPA_{i,t}$ e (d) $PLA_{i,t}$

Figura 7 – Gráficos Boxplot variáveis com tratamento



Nota: (e) LPAp; e (e) PLAp

O teste de normalidade *Shapiro-Wilk*, cujos resultados são apresentados na Tabela 9, aponta que o tratamento realizado na amostra original não normalizou as variáveis. Os p-valores das variáveis foram inferiores a 0,1%, assim, rejeitou-se a hipótese nula do teste, a normalidade.

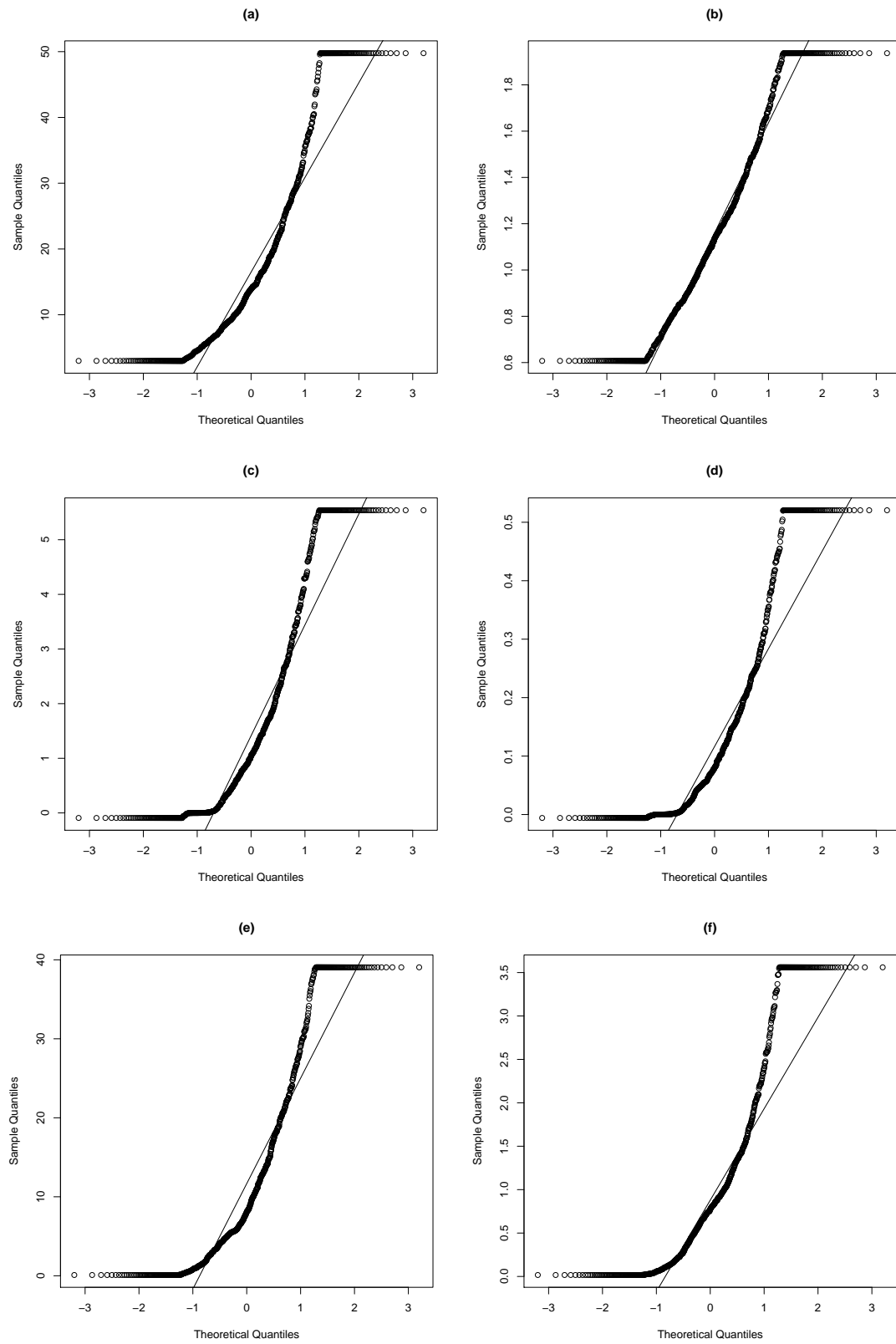
Tabela 9 – Teste de *Shapiro-Wilk* para amostra tratada

Variável	Estatística	P-Valor
$P_{i,t}$	0,855	0,000
LPA	0,830	0,000
PLA	0,847	0,000
$R_{i,t}$	0,932	0,000
LPAp	0,809	0,000
PLAp	0,834	0,000

Os gráficos QQPlot, Figura 8, das variáveis da amostra tratada confirmam, de forma visual, o teste de normalidade *Shapiro-Wilk*. As variáveis apresentam caudas, inferior e superior, pesadas com comportamento constante. Esse comportamento é causado pelo método de winsorização. Verifica-se também que após o tratamento da amostra, os quantis amostrais do meio da distribuição das variáveis se distanciaram dos quantis teóricos.

O tratamento realizado na amostra suavizou a assimetria e a curtose, mas não conseguiu normalizar as distribuições das variáveis. Além disso, houve uma concentração de observações nos valores de truncamento da winsorização.

Figura 8 – QQPlot variáveis após tratamento



Nota: (a) $P_{i,t}$ e (b) $R_{i,t}$; (c) $LPA_{i,t}$; (d) $PLA_{i,t}$; (e) $LPap$; e (e) $PLAp$.

4.2.2 Estimativas dos modelo de relevância da informações contábeis

A Tabela 10 apresenta estimação do Modelo 1 (equação 3.17), modelo de preço, após o tratamento das variáveis. As variáveis LPA e PLA apresentaram coeficientes significantes pelos dois métodos de estimação. A variável LPA foi significativa e com sinal positivo em todos os quantis estipulados. PLA foi significativa nos quantis 25, 50 e 70, mas com sinal negativo. A regressão por MQO apresentou RMSE ($RMSE = 6,658$) menor do que a regressão quantílica, mas os desvios padrões dos coeficientes da regressão quantílica foram menores para maioria dos quantis. As estimativas da RQ são mais eficientes do que as estimativas da regressão por MQO, nos quantis centrais (25, 50 e 75). Porém, após a winsorização, a regressão por MQO apresenta desvio padrão menor do que pela regressão quantílica para quantis extremos (10 e 90), uma vez que a distribuição foi distorcida nas extremidades pelo tratamento da amostra.

Tabela 10 – Estimação Modelo 1

Variável	MQO	Regressão quantílica				
		Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
LPA	1,793*** (0,254)	0,882*** (0,218)	1,252*** (0,080)	1,444*** (0,136)	1,287*** (0,157)	1,01923*** (0,337)
PLA	-0,117** (0,046)	-0,078 (0,048)	-0,099*** (0,011)	-0,133*** (0,025)	-0,081*** (0,028)	-0,06252 (0,0557)
N	729	729	729	729	729	729
Pseudo R ²	0,215	0,209	0,179	0,371	0,236	0,114
RMSE	6,658	12,177	8,176	7,114	7,818	13,611

Nota: ***, **, *, Significância a 1%, 5% e 10%. Valor entre parênteses é desvio padrão do coeficiente estimado.

As estimativas, Tabela 11, das variáveis do modelo 2 (equação 3.21), via estimação por MQO e quantílica, apresentaram significância estatística. No quantil 90, as estimativas da regressão quantílica não apresentaram significância. O RMSE da regressão por MQO foi menor do que da regressão quantílica. Porém, ao analisar os erros padrões das estimativas, é verificado que as estimativas da regressão quantílica, em comparação com regressão por MQO, apresentam desvios padrões menores e para a maioria dos quantis. Porém, novamente vemos que a superioridade em eficiência da regressão quantílica se dá, para a amostra tratada, nos quantis centrais.

Tabela 11 – Estimação Modelo 2

Variável	MQO	Regressão quantílica				
		Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
LPAp	0,713*** (0,159)	0,624*** (0,140)	0,781*** (0,100)	0,778*** (0,129)	0,577*** (0,163)	0,294 (0,414)
PLAp	0,061** (0,125)	0,067*** (0,024)	0,041*** (0,014)	0,060*** (0,023)	0,060*** (0,022)	0,105 (0,088)
N	729	729	729	729	729	729
Pseudo R ²	0,202	0,119	0,239	0,291	0,221	0,102
RMSE	0,342	0,569	0,413	0,354	0,411	0,673

Nota: ***, **, *; Significância a 1%, 5% e 10%. Valor entre parênteses é desvio padrão do coeficiente estimado.

No modelo 3 (equação 3.23), cujos resultados são apresentados na Tabela 12, o coeficiente da variável de interação LPaPIFRS foi significativo com sinal positivo na regressão por MQO e na quantílica. Assim, a hipótese **H₁** foi confirmada tanto na regressão por MQO quanto na RQ. A variável PLaPIFRS foi significativa apenas na regressão quantílica no quantil 90. Portanto, a **H₂** não foi confirmada por MQO. Porém, há alguma evidência que confirma a Hipótese H2 para o quantil 90, em geral correspondente às observações com maior retorno. A Hipótese **H₃** não foi confirmada, pois, as estimações da variável IFRS na regressão por MQO e regressão quantílica não apresentaram significância estatística.

Tabela 12 – Estimação modelo 3

Variável	MQO	Regressão quantílica				
		Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
LPAp	0,518*** (0,184)	0,526** (0,218)	0,412*** (0,129)	0,610*** (0,191)	0,482*** (0,153)	0,735** (0,312)
PLAp	0,067** (0,030)	0,062* (0,034)	0,063*** (0,018)	0,065* (0,035)	0,069** (0,028)	-0,017 (0,053)
IFRS	-0,073 (0,172)	-0,112 (0,388)	-0,085 (0,055)	0,071 (0,284)	0,064 (0,082)	-0,029 (1,325)
LPaPIFRS	0,732*** (0,259)	0,741*** (0,238)	0,708*** (0,131)	0,786*** (0,242)	0,764*** (0,274)	0,916* (0,520)
PLaPIFRS	0,016 (0,036)	-0,046 (0,036)	0,0004 (0,018)	0,029 (0,033)	0,038 (0,044)	0,197** (0,077)
N	729	729	729	729	729	729
Pseudo R ²	0,198	0,122	0,195	0,298	0,149	0,092
RMSE	0,337	0,562	0,409	0,35	0,411	0,671

Nota: ***, **, *; Significância a 1%, 5% e 10%. Valor entre parênteses é desvio padrão do coeficiente estimado.

Ao comparar os desvios padrões das variáveis LPapIFRS e PLApIFRS obtidos através das regressões por MQO e RQ, Tabela 12, verifica-se que os desvios padrões da RQ nos quantis mais baixos (10, 25 e 50) são menores quando comparado com desvios padrões por MQO. O RMSE da por MQO foi menor quando comparado com as regressões quantílicas.

4.3 SÍNTESE DOS RESULTADOS DA PESQUISA

A Tabela 13 faz uma síntese das hipóteses de pesquisa e dos resultados encontrados nas regressões do modelo 3 (equação 3.23), por MQO e quantílica, com painel de efeitos fixos.

Quanto à hipótese H_1 : A adoção das IFRS no Brasil aumentou a capacidade associativa do lucro contábil em relação ao preço das ações, os testes de hipótese realizados foram favoráveis na amostra tratada, tanto pela regressão pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO), quanto pelo método de regressão quantílica (RQ), mostrando um impacto positivo das IFRS para a contribuição do lucro na precificação das ações. No caso da amostra original, entretanto, esse impacto não foi observado. Na regressão quantílica, no quantil 25, na amostra sem tratamento, obteve-se um impacto negativo das IFRS na contribuição do lucro para a precificação.

Em relação à hipótese H_2 : A adoção das IFRS no Brasil aumentou a capacidade associativa do patrimônio líquido em relação ao preço das ações, os testes de hipótese realizados foram favoráveis na amostra original, para os quantis inferiores (10 e 25), e a amostra tratada, para o quantil superior (90). Nas estimações por MQO, não se obteve significância estatística do parâmetro da interação entre a *dummy* de IFRS e o patrimônio líquido escalado pelo preço da ação, nas amostras sem e com tratamento.

A hipótese H_3 : A relevância da adoção da IFRS varia de acordo com o percentil dos preços das ações das empresas foi confirmada para a amostra sem tratamento (original), uma vez que nos quantis 10, 25, 50 e 75, mas rejeitada na amostra após tratamento.

Tabela 13 – Síntese dos resultados das hipóteses

Hipóteses	Amostra sem tratamento		Amostra com tratamento	
	Linear	Quantílica	Linear	Quantílica
H_1	Não confirmada	Confirmada	Confirmada	Confirmada
H_2	Não confirmada	Confirmada	Não confirmada	Confirmada
H_3	-	Confirmada	-	Não confirmada

5 CONCLUSÕES

O objetivo geral desta pesquisa foi analisar os efeitos da adoção das normas internacionais de contabilidade (IFRS) sobre a relevância das informações contábeis no Brasil. Para atingir o objetivo foi utilizada a técnica estatística de regressão quantílica como alternativa mais robusta para a estimação dos modelos de relevância da informação contábil. A amostra da pesquisa é formada por empresas listadas na Bovespa, do tipo painel balanceado, no período de 2005 a 2013.

Esta pesquisa evidenciou que a estimação do modelo de relevância (proposto por Collins, Maydew e Weiss (1997)) da informação contábil por meio da regressão quantílica aplicada na amostra original (sem tratamento para observações discrepantes e valores negativos de patrimônio líquido) encontrou resultados significativos nos três modelos (preço, retorno e com a *dummy* de adoção das IFRS), enquanto nas estimações dos parâmetros via MQO não foi observado significância estatística em nenhum deles. O motivo para esses resultados é: a maior eficiência dos estimadores por regressão quantílica (menor variância), quando comparado com as estimativas através de MQO, decorrente da robustez da regressão quantílica à presença de observações discrepantes na amostra.

Também foi demonstrado empiricamente que o tratamento para *outliers* e a exclusão de valores de patrimônio líquido negativo não adequam a amostra para a aplicação de regressão baseada em mínimos quadrados ordinários, uma vez que permaneceram observações discrepantes e as variáveis não passaram no teste de normalidade.

Com base nos resultados das regressões quantílicas do modelo de relevância apresentados e analisados para amostra sem tratamento de observações discrepantes e patrimônio líquido negativo, conclui-se que, a adoção das IFRS impactou negativamente a contribuição do lucro líquido para o preço, e positivamente a contribuição do patrimônio líquido, porém, apenas para as empresas dos quantis inferiores da variável dependente. Não foi observada a significância estatística para as estimações centrais, tanto para MQO (que minimiza desvios quadráticos em relação à média), quanto para RQ do quantil 50 (que minimiza desvios absolutos em relação à mediana). Portanto, as hipóteses H_1 , H_2 e H_3 foram confirmadas.

Ao comparar os resultados das estimações para amostras sem e com tratamento, é notado uma mudança qualitativa nos resultados: a adoção das IFRS passa de uma contribuição negativa sobre o lucro na amostra sem tratamento, para uma contribuição positiva na amostra tratada. Ou seja, passando de uma conclusão de redução da relevância do lucro, para uma conclusão oposta, de aumento da relevância do lucro. Se o tratamento da amostra não tem justificativa que indique as observações são pertencem à mesma amostra,

o tratamento feito para obter um resultado significativo por MQO acaba induzindo a uma conclusão errada.

A presente pesquisa pode contribuir para o campo de pesquisa contábil, uma vez que apresenta evidências sobre a utilização de técnica mais robusta à presença de observações discrepantes, mesmo para amostras pequenas, características dos dados contábeis brasileiros. Além disso, contribui para mostrar a não necessidade de tratamentos das amostras de estudo, algo que não necessariamente adequam os dados para uma determinada técnica que se pretende aplicar.

Em Futuras pesquisas, pode-se verificar a influência no modelo de relevância de:

- Variáveis relacionadas ao tamanho de cada empresa, o endividamento e o Market-to-book;
- Informações sobre o grau de competição das empresas e o nível de concentração de mercado;
- Crises, como as que ocorreram em 2008 (crise internacional) e 2015 (crise nacional).

No âmbito metodológico, como trabalhos futuros, pode-se:

- Explorar a utilização do estimador QRPD (*quantile regression for panel data*) introduzido por Powell (2014) para amostras pequenas;
- Explorar o efeito temporal no modelo de relevância da informação contábil através da aplicação do modelo QAR (*Quantile Autoregression*) proposto por Koenker e Xiao (2006).

6 REFERÊNCIAS

- ASHBAUGH, H.; PINCUS, M. Domestic accounting standards, international accounting standards, and the predictability of earnings. **Journal of Accounting Research**, v. 39, n. 3, p. 417–434, 2001.
- BALL, R. International Financial Reporting Standards (IFRS): pros and cons for investors. **Accounting and Business Research**, v. 36, n. 1, p. 5–27, 2006.
- BALL, R.; BROWN, P. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. **Journal of Accounting Research**, v. 6, n. 2, p. 159, 1968.
- BARROS, C. M. E.; ESPEJO, M. M. DOS S. B.; FREITAS, A. C. a Relevância Da Informação Contábil No Mercado Acionário Brasileiro: Uma Análise Empírica De Companhias Listadas Na BM&Fbovespa Antes E Após a Promulgação Da Lei 11.638/07. **REVISTA AMBIENTE CONTÁBIL**, v. 5, n. 1, p. 241–262, 2013.
- BARTH, M. E.; BEAVER, W. H.; LANDSMAN, W. R. Relative valuation roles of equity book value and net income as a function of financial health. **Journal of Accounting and Economics**, v. 25, n. 1, p. 1–34, 1998.
- BARTH, M. E.; BEAVER, W. H.; LANDSMAN, W. R. The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: Another view. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, n. 1–3, p. 77–104, 2001.
- BARTH, M. E.; LANDSMAN, W. R.; LANG, M. H. International accounting standards and accounting quality. **Journal of Accounting Research**, v. 46, n. 3, p. 467–498, 2008.
- BASTOS, D. D. et al. A Relação entre o Retorno das Ações e as Métricas de Desempenho: Evidências Empíricas para as Companhias Abertas no Brasil. **Revista de Gestão USP**, v. 16, n. 3, p. 65–79, 2009.
- BEAVER, W. H. The Information Content of Annual Announcements Earnings. **Journal of Accounting Research**, v. 6, n. 1968, p. 67–92, 1968.
- BLACK, R.; NAKAO, S. H. Heterogeneity in earnings quality between different classes of companies after IFRS adoption: evidence from Brazil. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 28, n. 73, p. 113–131, 2017.
- BROWN, S.; LO, K.; LYS, T. Use of R2 in accounting research: measuring changes in

value relevance over the last four decades. **Journal of Accounting and Economics**, v. 28, n. 2, p. 83–115, 1999.

BUCHINSKY, M. Recent Advances in Quantile Regression Models: A practical guide for empirical research. **The Journal of Human Resources**, v. 33, n. 1, p. 88–126, 1998.

BURGSTAHLER, D. C.; DICHEV, I. D. Earnings, Adaption and Equity Value. **The Accounting Review**, v. 72, n. 2, p. 187–215, 1997.

BURNETT, R. T. et al. Association between ambient carbon monoxide levels and hospitalizations for congestive heart failure in the elderly in 10 Canadian cities. **Epidemiology**, p. 162–167, 1997.

CALIXTO, L. Análise das Pesquisas com Foco nos Impactos da Adoção do IFRS em Países Europeus. **Revista Contabilidade Vista e Revista**, v. 21, n. 1, p. 157–187, 2010.

CARVALHO, E. L. **Treinamento de Contabilidade Internacional - IFRS**. São Paulo: FIPECAFI, 2008.

CHEN, Chung; LIU, Lon-Mu. Forecasting time series with outliers. **Journal of Forecasting**, v. 12, n. 1, p. 13–35, 1993.

CHRISTENSEN, H. B.; HAIL, L.; LEUZ, C. Mandatory IFRS reporting and changes in enforcement. **Journal of Accounting and Economics**, v. 56, n. 2–3, p. 147–177, 2013.

COLLINS, D. W.; MAYDEW, E. L.; WEISS, I. S. Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. **Journal of Accounting and Economics**, v. 24, p. 39–67, 1997.

COSTA, P. DE S. Implicações Da Adoção Das IFRS Sobre a Conformidade Financeira E Fiscal Das Companhias Abertas Brasileiras. Dissertação de Mestrado, UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO FACULDADE, 2012.

COSTA, F. M. DA; LOPES, A. B. Ajustes aos US-GAAPs: estudo empírico sobre sua relevância para empresas brasileiras com ADRs negociados na bolsa de Nova Iorque. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 18, n. spe, p. 45–57, 2007.

CRUZ BATISTA, T. et al. Relevância Da Informação Contábil Para O Mercado Brasileiro De Capitais: Uma Análise Comparativa Entre Lucro Líquido, Lucro Abrangente E Fluxo

De Caixa Operacional. **Revista de Administração, Contabilidade e Economia (RACE)**, v. 16, n. 4, p. 381–408, 2017.

DECKER, F. et al. A Relação entre os Ativos Intangíveis e a Rentabilidade das Ações: um estudo com empresas listadas no índice Bovespa. **REUNA**, v. 18, n. 4, p. 75–92, 2013.

EASTON, P. D.; HARRIS, T. S.; OHLSON, J. A. Aggregate accounting earnings can explain most of security returns: The case of long return intervals. **Journal of Accounting and Economics**, v. 15, n. 2-3, p. 119-142, 1992.

FOX, A. J. Outliers in Time Series. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, v. 34, n. 3, p. 350–363, 1972.

FRANCIS, J.; SCHIPPER, K. Have Financial Statements Lost Their Relevance? **Source Journal of Accounting Research Journal of Accounting Research**, v. 37, n. 2, p. 319–352, 1999.

GATSIOS, R. C. et al. Impact of Adopting Ifrs Standard on the Equity Cost of Brazilian Open Capital Companies. **Revista de Administração Mackenzie**, v. 17, n. 4, p. 85–108, 2016.

GONÇALVES, J. C. et al. Análise do impacto do processo de convergência às normas internacionais de contabilidade no Brasil: um estudo com base na relevância da informação contábil. **Revista Universo Contábil**, v. 10, n. 21, p. 25–43, 2014.

GONÇALVES, J. C.; RODRIGUES, A.; MACEDO, M. A. D. S. Poder explicativo de variáveis contábeis no preço das ações das companhias elétricas em ambiente de IFRS. **Revista Ambiente Contábil**, v. 6, n. 1, p. 219–235, 2014.

GRILLO, F. F. et al. Value Relevance: Análise Dos Efeitos Da Avaliação a Valor Justo. **ConTexto**, v. 16, n. 32, p. 94–109, 2016.

HOLTHAUSEN, R. W.; WATTS, R. L. The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, n. 1–3, p. 3–75, 2001.

HOLTZ, L.; DE ALMEIDA, J. E. F. Estudo sobre a Relevância e a Divulgação dos Ativos Biológicos das Empresas Listadas na BM&FBOVESPA Study about the relevance and the disclosure of biological assets of listed companies in BM&FBOVESPA. **Sociedade, Contabilidade e Gestão**, v. 8, n. 2, p. 28–46, 2013.

IATRIDIS, G. International Financial Reporting Standards and the quality of financial statement information. **International Review of Financial Analysis**, v. 19, n. 3, p. 193–204, 2010.

KOENKER, R. W.; BASSETT, G. Regression Quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33–50, 1978.

KOENKER, R. W.; BASSETT, G. Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles. **Econometrica**, v. 50, n. 1, p. 43–61, 1982.

KOENKER, R. W.; D'OREY, V. Computing Regression Quantiles. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 36, n. 3, p. 383–393, 1987.

KOENKER, R. W.; XIAO, Z.. Quantile autoregression. **Journal of the American Statistical Association**, v. 101, n. 475, p. 980–990, 2006. LANDSMAN, W. R.; MAYDEW, E. L.; THORNOCK, J. R. The information content of annual earnings announcements and mandatory adoption of IFRS. **Journal of Accounting and Economics**, v. 53, n. 1–2, p. 34–54, 2012.

LIMA, J. B. N. A Relevância da Informação Contábil e o Processo de Convergência para as Normas IFRS no Brasil. Tese de Doutorado, UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO, 2010.

LOPES, A. B. **Informação contábil e o mercado de capitais**. Cengage Learning Editores, São Paulo, 2002.

MACEDO, M. A. D. S. et al. Análise do impacto da substituição da DOAR pela DFC: um estudo sob a perspectiva do value-relevance. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 22, n. Iv, p. 299–318, 2011.

MACEDO, M. A. S. et al. Impacto da Convergência às Normas Contábeis Internacionais no Brasil Sobre o Conteúdo Informacional da Contabilidade. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, v. 7, n. 3, p. 222–239, 2013.

MAHALANOBIS, P. C. On the generalised distance in statistics. **Proceedings of the National Institute of Sciences of India**, 1936, v. 2, n. 1, p. 49–55, 1936.

MARONNA, R.; MARTIN, D.; YOHAI, V. **Robust statistics**. Chichester: John Wiley & Sons, 2006.

MARQUES, A. V. C.; COSTA, P. DE S.; SILVA, P. R. Relevância do Conteúdo Informacional das Book-Tax Differences para Previsão de Resultados Futuros: Evidências de

Países-Membros da América Latina. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 27, n. 70, p. 29–42, 2016.

MORAIS, A. I.; CURTO, J. D. Accounting quality and the adoption of IASB standards: portuguese evidence. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 19, n. 30, p. 103–111, 2008.

NAGANO, M. S.; MERLO, E. M.; DA SILVA, Maristela Cardoso. As variáveis fundamentalistas e seus impactos na taxa de retorno de ações no Brasil. **Revista da FAE**, v. 6, n. 2, 2017.

NETO, J. E. B.; DIAS, W. DE O.; PINHEIRO, L. E. T. Impacto da Convergência para as IFRS na Análise Financeira: um Estudo em Empresas Brasileiras de Capital Aberto. **Contabilidade Vista & Revista**, v. 20, n. 4, p. 131–153, 2009.

NISKANEN, J.; KINNUNEN, J.; KASANEN, E. The value relevance of IAS reconciliation components: empirical evidence from Finland. **Journal of Accounting and Public Policy**, v. 19, n. 2, p. 119–137, 2000.

OHLSON, J. A. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 661–687, 1995.

OHLSON, J. A.; KIM, S. Linear valuation without OLS: the Theil-Sen estimation approach. **Review of Accounting Studies**, v. 20, n. 1, p. 395–435, 2015.

OLIVEIRA, V. A.; LEMES, S. Nível de convergência dos princípios contábeis brasileiros e norte-americanos às normas do IASB: uma contribuição para a adoção das IFRS por empresas brasileiras. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 22, n. 56, p. 155–173, 2011.

PAANANEN, M.; LIN, H. The Development of Accounting Quality of IAS and IFRS Over Time: The Case of Germany. **Journal of International Accounting Research**, v. 1, n. July, p. 1–40, 2008.

POWELL, David. **Documentation for quantile regression for panel data (qrpdp)**. 2014.

RAMOS, D. A.; LUSTOSA, P. R. B. Verificação Empírica da Value Relevance na Adoção das Normas Internacionais de Contabilidade para o Mercado de Capitais Brasileiro. **ConTexto**, v. 13, n. 25, p. 70–83, 2013.

REISEN, V. A., FAJARDO, F. A. Robust estimation in time series with long and short memory properties. **Annales Mathematicae et Informaticae**, v. 39, p. 207-224, 2012.

REZENDE, A. J. A relevância da informação contábil no processo de avaliação de empresas da nova e velha economia-uma análise dos investimentos em ativos intangíveis e seus efeitos sobre value-relevance do lucro e patrimônio líquido. **BBR-Brazilian Business Review**, v. 2, n. 1, p. 33-52, 2005.

RIAH-BELKAOU, A. **Accounting theory**. Cengage Learning EMEA, 2004.

RODRIGUES, J. M. Convergência contábil internacional: uma análise da qualidade da informação contábil em razão da adoção dos padrões internacionais de contabilidade editados pelo IASB. Tese de Doutorado. Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2012.

ROUSSEEUW, P. J.; ZOMEREN, B. C. VAN. 1990 - Rousseeuw e Zomeren - Unmasking Multivariate Outliers and Leverage Points.pdf. **Journal of the American Statistical association**, v. 85, n. 411, p. 633-639, 1990.

SAITO, R.; TULIO, M.; PADILHA, C. Por que as empresas fecham o capital no Brasil? **Revista Brasileira de Finanças**, v. 13, n. 2, p. 200-250, 2015.

SANT'ANNA, D. P. DE et al. Valor de mercado e valor contábil. **Revista de Contabilidade e Organizações**, v. 23, n. 27, p. 3-13, 2015.

SANTOS, E. S. Análise dos impactos dos CPCs da primeira fase de transição para o IFRS no Brasil: Um exame dos ajustes aos resultados nas DFPs de 2008. **Revista de Contabilidade e Organizações**, v. 6, n. 15, p. 23, 2012.

SANTOS, A. C. DOS; STAROSKY FILHO, L.; KLANN, R. C. Efeitos do processo de convergência às normas internacionais de contabilidade no *value relevance* das demonstrações contábeis de organizações brasileiras. **Revista Contemporânea de Contabilidade**, v. 11, n. 22, p. 95-118, 2014.

SANTOS, L. P. G. DOS et al. Efeito da Lei 11.638/07 sobre o conservadorismo condicional das empresas listadas BM&FBOVESPA. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 22, n. 56, p. 174-188, 2011.

SANTOS, M. A. C. DOS; CAVALCANTE, P. R. N. O efeito adoção dos IFRS sobre a relevância informacional do Lucro Contábil no Brasil. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 25, n. 66, p. 228-241, 2014.

SARLO NETO, A.; TEIXEIRA, A. O diferencial no impacto dos resultados contábeis nas ações ordinárias e preferenciais no mercado brasileiro. **Revista Contabilidade & Finanças**, p. 46–58, 2005.

SILVA, A. H. C. E et al. Impacto da implementação das normas internacionais de contabilidade no Brasil: evidências empíricas no setor regulado e não regulado. **Revista de Gestão e Contabilidade da UFPI**, v. 1, n. 1, p. 40–61, 2014.

SONG, C. J.; THOMAS, W. B.; YI, H. Value relevance of FAS No. 157 Fair Value hierarchy information and the impact of corporate governance mechanisms. **Accounting Review**, v. 85, n. 4, p. 1375–1410, 2010.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introductory Econometrics: a modern approach**. South-Western College Publishing, USA, 2000.

ZHOU, T.; BIRT, J.; RANKIN, M. The value relevance of exploration and evaluation expenditures. **Accounting Research Journal**, v. 28, n. 3, p. 228–250, 2011.